


# Pesticidas na soja: desafios regulatórios, custos de conformidade e efeitos no comércio Mercosul-UE

Michelle Márcia Viana MARTINS<sup>1</sup>

michelle.viana@ufv.br |  ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0790-5625>

Heloisa Lee BURNQUIST<sup>2</sup>

hlburnqu@usp.br |  ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9856-0118>

## Resumo

O objetivo deste estudo é avaliar o efeito comercial da heterogeneidade regulatória nos Limites Máximos de Resíduos (LMRs) de pesticidas sobre o comércio de soja do Mercosul para a União Europeia (UE), considerando tanto as normas europeias quanto as do Codex. As equações gravitacionais, baseadas no modelo gravitacional teórico, incluíram dois índices de heterogeneidade regulatória entre os anos de 2010 e 2018. Os resultados destacam a necessidade de os países exportadores assegurarem que seus padrões de segurança alimentar, relacionados aos LMRs, estejam pelo menos em conformidade com os do Codex, pois LMRs menos rigorosos do que os padrões internacionais podem levar à rejeição das cargas nos mercados importadores. No entanto, a divergência regulatória com o Codex não necessariamente resulta em custos de adequação para o exportador. Isso pode ocorrer porque, em certos casos, a divergência regulatória não é considerada suficiente para desencadear a necessidade de adaptação, ou porque os produtos ainda são aceitos pelos mercados importadores. Em contrapartida, normas mais estritas para os LMRs na UE em relação aos países do Mercosul podem representar custos potenciais para os exportadores, afetando negativamente o comércio.

## Palavras-chave

Limite máximo de resíduos, Custos comerciais, Medidas não tarifárias.

## Pesticides in soy: regulatory challenges, cost of compliance and effects on Mercosur-EU trade

### Abstract

It is proposed in this paper to estimate the effect of regulatory heterogeneity of Maximum Residue Limits (MRLs) of pesticides on soy trade from Mercosur to the European Union (EU), under the perspectives of European regulations and the Codex. The theoretical framework is

<sup>1</sup> Universidade Federal de Viçosa (UFV), Departamento de Economia, Viçosa, MG, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade de São Paulo (USP), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ), Piracicaba, SP, Brasil.

Recebido: 24/04/2023.

Revisado: 19/10/2024.

Aceito: 30/10/2024.

DOI: <https://doi.org/10.1590/1980-53575515mmhb>

based on the standard gravity model, through which gravitational equations are obtained that comprise an index of regulatory heterogeneity for the period from 2010 to 2018. In terms of trade policies, the results suggest the need for exporting countries to ensure that their food safety standards, related to Maximum Residue Limits (MRLs), are at least in compliance with those of the Codex, as less stringent MRLs than international standards can lead to the rejection of shipments in importing markets. However, regulatory divergence from the Codex does not necessarily result in adaptation costs for the exporter. This may occur because, in some cases, regulatory divergence is not considered significant enough to trigger the need for adjustment, or because the products are still accepted by importing markets. Conversely, stricter MRL standards in the EU compared to Mercosur countries may represent potential costs for exporters, negatively affecting trade.

### **Keywords**

Maximum residue limit, Trade costs, Non-tariff measures.

### **JEL Classification**

F13, Q17, Q18.

## **1. Introdução**

O uso de pesticidas na produção agrícola é uma questão controversa. Embora os agricultores apoiem seu uso como um meio para incrementar a produtividade e lucratividade, os consumidores manifestam preocupações acerca dos resíduos químicos e seus possíveis efeitos na saúde, particularmente quando não são empregados conforme as práticas agrícolas sugeridas para cada cultura (USITC 2020). Por um lado, produtores e processadores utilizam pesticidas para assegurar um fornecimento adequado de alimentos em um mercado em constante expansão. Por outro lado, os consumidores têm demonstrado uma preferência crescente por alimentos com menos (ou sem) resíduos químicos (Fiankor *et al.* 2021). Para conciliar esses interesses divergentes, as entidades governamentais definem os Limites Máximos de Resíduos (LMRs), que determinam os níveis toleráveis de resíduos de pesticidas permitidos nos alimentos.

Os LMRs estabelecem a concentração máxima de resíduos permitida nos produtos agrícolas, com o objetivo de assegurar a segurança alimentar e a salvaguarda da saúde humana, animal e vegetal. Os governos têm a autonomia para: i) definir seus próprios LMRs, ii) adotar os estabelecidos por outros países, ou iii) aderir às orientações internacionais do Codex

Alimentarius.<sup>1</sup> A partir dessas possibilidades, o quadro regulatório definido pelos países para os LMRs pode ser bastante distinto, com importantes implicações comerciais.

Por exemplo, a proibição de um pesticida utilizado na produção de uma certa cultura agrícola pode representar um obstáculo comercial para as nações que exportam essa cultura para o país que estabeleceu a proibição. Um episódio marcante envolveu o fungicida mancozebe, amplamente empregado na produção de grãos no Brasil, mas que foi banido pelo Parlamento Europeu em 2020. Para manter as vendas de soja do Brasil à União Europeia (UE), os agricultores tiveram que procurar substitutos para os pesticidas banidos. Estimou-se que essa troca elevaria os gastos de produção em 7,6%, ao passo que as possíveis perdas na produção e a diminuição da renda agrícola seriam de 1,3% e 4,7%, respectivamente (USITC 2020).

Este caso ilustra os custos adicionais que os produtores precisam assumir para adequar seus produtos e processos de produção às exigências dos mercados importadores (Hejazi *et al.* 2022; Swinnen 2016). Rau *et al.* (2010) e Pelkmans (2023) os denominam “custos da heterogeneidade regulatória”, os quais podem impactar de forma desproporcional os agricultores de países em desenvolvimento. Estes países possuem uma participação expressiva no comércio mundial de alimentos, porém possuem recursos financeiros e habilidades técnicas restritas para assegurar a aderência de seus produtos às normas dos seus parceiros comerciais. Com efeito, mudanças nas políticas de LMRs em economias avançadas colocam em risco as vantagens comparativas dos países emergentes no acesso a mercados com regulamentações mais rigorosas (Neumann *et al.* 2021).

Uma série de estudos foram conduzidos para estimar o quanto as regulamentações sobre segurança do alimento, definidas como uma modalidade de Medida Não Tarifária (MNT) para o comércio internacional, afetam os fluxos comerciais (Arita *et al.* 2017; Shingal e Ehrich 2022; Hejazi *et al.* 2022; Chen *et al.* 2024). Estes estudos ressaltam a dificuldade de medir e harmonizar os padrões regulatórios entre nações, o que constitui um desafio para as análises empíricas. Os Índices de Similaridade/Heterogeneidade do MNT têm sido utilizados para avaliar o nível de divergência regulatória

<sup>1</sup> O Comitê do Codex Alimentarius é responsável por fornecer padrões de segurança que possam ser usados como referência pelos países na determinação de suas próprias regulamentações. Todas as medidas do Codex são definidas com base em previsões científicas e é um dos esforços globais mais reconhecidos no processo de harmonização de LMR e políticas relacionadas.

entre economias e as consequências dessas diferenças no comércio de produtos agrícolas (Achterbosch *et al.* 2009; Burnquist *et al.* 2011; Drogué e DeMaria 2012; Hejazi *et al.* 2022; Xiong e Beghin 2017; Fiankor *et al.* 2021, Peng 2023).

O uso desses índices representa um avanço metodológico em relação à aplicação de variáveis dummies, índices de frequência ou taxa de cobertura baseada na contagem de medidas. Essas abordagens tradicionais são limitadas, pois não capturam a complexidade da heterogeneidade no rigor regulatório entre os países. Em contrapartida, os índices fornecem uma análise mais detalhada ao considerar os regulamentos de forma bilateral. Eles não apenas identificam se um país regula ou não determinado pesticida (como seria capturado por uma dummy), mas também consideram as diferenças na concentração permitida para cada pesticida, uma particularidade que as abordagens binárias não conseguem refletir adequadamente.

Pesquisas que utilizaram tais índices demonstram que a heterogeneidade regulatória tende a provocar desvios comerciais, diminuindo ou até mesmo impossibilitando o comércio entre países, devido aos altos custos de conformidade que prejudicam a competitividade dos exportadores (Hejazi *et al.* 2022; Foletti e Shingal 2014; Ferro *et al.* 2015; Fiankor *et al.* 2021, Peng 2023). No entanto, uma literatura crescente tem explorado a hipótese de que, após os fornecedores superarem esses custos, sua participação em mercados com regulamentações mais rigorosas pode se expandir. Isso acontece porque há uma melhora na percepção de qualidade dos consumidores, aumentando a demanda por produtos com menores concentrações de resíduos de pesticidas (Traoré e Tamini 2021; Xiong e Beghin 2017). Embora alguns estudos expressem essas conclusões, esse efeito não é uniforme, não se é generalizável e varia de acordo com os produtos analisados e os países envolvidos (Santeramo e Lamonaca 2019).

À luz do exposto, este estudo tem como objetivo avaliar os efeitos comerciais dos diferentes padrões LMRs estabelecidos para a soja no comércio entre os países do Mercosul e a UE. A escolha da amostra se justifica pelo elevado número de não renovações e reduções nos LMRs de pesticidas pelo bloco europeu, os quais afetam significativamente a produção de grãos. Além disso, a soja é um dos principais produtos de exportação do Mercosul para UE (Neumann *et al.* 2021; USITC 2020). As discussões desenvolvidas neste estudo enfatizam os potenciais custos de adaptação às mudanças nas regulamentações europeias e as implicações comerciais para os exportadores membros do bloco sul-americano.

Este documento oferece três contribuições: (i) a utilização de dois índices que variam na dimensão par de países, ano, pesticida e cultura, construídos a partir de outros já conhecidos na literatura (Rau *et al.* 2010, Burnquist *et al.* 2011, Ferro *et al.* 2015; Xiong e Beghin 2017); (ii) a aplicação desses índices para analisar as diferenças regulatórias nos dados de LMRs, concentrando-se nos padrões agroalimentares do Mercosul e da UE e suas consequências no comércio de soja. Normalmente, os estudos generalizam os resultados para diversas culturas e conjuntos de países. No entanto, Santeramo e Lamonaraca (2019) sugerem que seja realizada uma análise detalhada para amostras mais específicas em termos de países envolvidos e setores. Essa recomendação visa direcionar os resultados para a sugestão de políticas agrícolas e comerciais específicas para a amostra. Por fim, é feita uma comparação da heterogeneidade entre os países do Mercosul-UE e entre os países do Mercosul e Codex. Os estudos examinam as assimetrias dos LMRs entre nações (Hejazi *et al.* 2022, Peng 2023), ou em relação ao Codex (Ferro *et al.* 2015; Xiong e Beghin 2017), mas não os dois ao mesmo tempo.

Li e Beghin (2012) argumentam que os padrões de LMRs mais rigorosos do que os definidos pelo Codex podem ser considerados protecionistas. No entanto, Chen *et al.* (2024) oferecem uma perspectiva diferente, destacando que essa análise pode ser inadequada para identificar práticas protecionistas, pois os países têm o direito de ajustar seus LMRs com base em evidências científicas, desde que esses ajustes sejam justificados e não discriminem outros países. Nesse contexto, o presente artigo propõe uma abordagem que compara a heterogeneidade regulatória tanto em relação aos padrões do Codex quanto aos LMRs específicos dos países importadores, com ênfase na UE. O objetivo é fornecer uma análise mais aprofundada sobre o impacto das diferenças regulatórias no comércio, evitando conclusões simplistas sobre o protecionismo.

Foi utilizado o modelo gravitacional, com dados comerciais e de LMRs que variam entre 2010 a 2018.<sup>2</sup> Os principais resultados mostram que a UE regula um número bem maior de pesticidas para a soja em comparação com o Brasil, Argentina e Codex, o que reflete a assimetria regulatória entre os mercados. Os LMRs dos países do Mercosul são mais similares aos padrões internacionais do Codex e mais distantes dos regulamentos europeus. Isso implica que se a UE aderisse as recomendações do Codex, como sugerido

<sup>2</sup> O acesso aos dados de LMRs não é gratuito, o período de investigação limita-se aos anos nos quais as informações estiveram disponíveis.

pela Organização Mundial do Comércio (OMC), menores seriam os obstáculos comerciais nas negociações da soja. Além disso, embora atender aos padrões do Codex possa facilitar o acesso aos mercados, não há garantias de que as exportações serão facilitadas para o mercado europeu.

O descumprimento das exigências dos importadores pode acarretar custos adicionais para a implementação de práticas agrícolas alternativas, realização de testes de verificação de conformidade e até mesmo segregação das culturas. Em situações extremas, pode resultar na exclusão dos países do Mercosul do mercado europeu. No entanto, se o país fornecedor conseguir ajustar seus processos produtivos para atender às demandas do país de destino, isso poderá impulsionar suas exportações de soja.

Este artigo está organizado em cinco seções, que incluem esta introdução e as considerações finais. Na Seção 2, são apresentadas algumas explicações sobre o funcionamento dos LMRs e dos regulamentos. Na seção 3, são discutidas evidências empíricas sobre os LMRs e a heterogeneidade regulatória, também é realizada uma revisão dos índices e sua evolução. A Seção 4 discute-se a metodologia utilizada e o tratamento dos dados. Os resultados das estimativas e as discussões em termos de políticas comerciais são apresentados na Seção 5.

## 2. Regulamentos de LMR<sup>3</sup>

Os pesticidas são compostos químicos empregados na proteção de culturas agrícolas, da mesma forma que os medicamentos são utilizados para a saúde humana. O uso seguro desses produtos está sujeito a normas e regulamentações estabelecidas por entidades reguladoras em diversos países, que analisam os possíveis efeitos ambientais e de saúde, incluindo o uso cotidiano e a exposição humana. Para o manuseio, aplicação e administração de pesticidas, essas normas, assim como a bula dos medicamentos, oferecem orientações detalhadas sobre o seu uso correto e seguro (U.S.EPA 2021).

<sup>3</sup> Para compreender com maior profundidade o estabelecimento dos LMRs, a heterogeneidade regulatória e suas implicações comerciais, recomenda-se a leitura do material "Dilemas no uso de defensivos agrícolas: diferenças nas práticas e políticas ligadas aos limites máximos de resíduos" Disponível em: <[https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10921/1/NT\\_37\\_Dinte\\_Dilemas\\_Uso\\_Defensivos\\_Agricolas.pdf](https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10921/1/NT_37_Dinte_Dilemas_Uso_Defensivos_Agricolas.pdf)>. Acesso em 21 de abril de 2024.

Segundo a Autoridade Europeia de Segurança Alimentar (European Food Safety Authority, Erbach 2012), a solicitação de registro de um pesticida para uso doméstico precede a determinação dos LMR, embora há casos em que ambos os processos possam ocorrer simultaneamente (Erbach 2012). O registro representa a permissão para a produção e venda do pesticida, entretanto, sua aplicação em culturas específicas só pode ser autorizada após a definição dos LMR para cada combinação de pesticida e cultura. A documentação requerida para os dois procedimentos exige dados sobre toxicidade, metabólitos, exposição, quantidade empregada, regularidade de uso, condições produtivas e os teores residuais mantidos em alimentos frescos ou processados e na água (OECD 2009).

Para o estabelecimento dos LMRs, são exigidos testes de campo que comprovem a segurança do produto para uma diversidade de climas (temperado e tropical), práticas de cultivo (campo aberto ou estufa), e diferentes safras e cultivares. Esse esforço ocorre a fim de determinar a concentração eficaz para o tratamento fitossanitário de determinada combinação pesticida-cultura, sem causar danos à saúde humana, vegetal, animal e meio ambiente (USITC 2020).

Por meio de uma análise de risco, as autoridades reguladoras fornecem essa concentração que pode variar conforme as condições produtivas, às diretrizes determinadas por cada país e ao número mínimo de testes necessários para garantir um LMR seguro (FAO 2016), levando em consideração fatores como a relevância do produto na dieta e o tipo de consumo (in natura ou processado). A quantidade de testes exigidos pode variar de acordo com as legislações nacionais de segurança alimentar, baseada nas Boas Práticas Agrícolas (BPA) de cada nação. No caso do trigo, por exemplo, são requeridos até 12 testes na Austrália, 16 no Canadá e 8 na UE, para cada pesticida utilizado na cultura do grão (USITC 2020; FAO 2012).

Como as condições produtivas variam entre os países, as BPA e, conseqüentemente, os LMR, também diferem entre os mercados. Por exemplo, em países de clima tropical, a alta umidade e as temperaturas mais elevadas aumentam a vulnerabilidade das culturas às pragas e doenças, exigindo um uso mais intensivo de pesticidas em relação aos países de clima mais frio (Burt 2002). Essa diferença nas condições de manejo leva à heterogeneidade nos LMR definidos para a mesma combinação de pesticida e cultura em diferentes países. Além das dificuldades técnicas, burocráticas e dos elevados custos envolvidos no registro de um LMR, outro desafio ocorre quando as patentes de pesticidas expiram, permitindo que outros fabricantes produzam versões

genéricas desses produtos. Nesses casos, as empresas de genéricos não têm acesso ao conjunto original de dados e precisam arcar com todos os custos para gerar novas informações necessárias à renovação dos registros e LMRs dos pesticidas. Além disso, avanços tecnológicos podem identificar novos riscos que não haviam sido detectados anteriormente, dificultando a renovação dos registros e, em alguns casos, inviabilizando o uso de pesticidas já consolidados (Yeung *et al.* 2017).

A falta de harmonização nos regulamentos de LMR entre os países gera desafios econômicos e limita o acesso dos exportadores agrícolas aos mercados internacionais. Essa falta de uniformidade se manifesta de duas formas: na ausência de LMR para determinadas combinações de pesticidas e culturas em alguns mercados e na divergência dos LMRs entre países. A ausência de LMRs pode ocorrer por algumas razões, como a falta de registro local do pesticida, o que pode estar relacionado ao fato de o país não produzir o produto em questão; às condições climáticas favoráveis à não propagação de pragas e doenças, eliminando a necessidade de uso de certos insumos; aos custos de registro, que podem ser economicamente inviáveis para culturas de menor volume; ou à falta de dados suficientes fornecidos pelos fabricantes de pesticidas. Consequentemente, as autoridades locais não definem o LMR, resultando na ausência de regulamentações.

Além disso, embora a adoção de padrões internacionais, como os do Codex Alimentarius, seja recomendada pela OMC, alguns países optam por não implementá-los, o que resulta na ausência de LMR. Quando não há um LMR estabelecido, os exportadores enfrentam incertezas e riscos, pois isso pode implicar em uma política de tolerância zero para resíduos de pesticidas. Nessa situação, qualquer detecção de resíduos, por mínima que seja, pode levar à rejeição da carga, aplicação de multas ou outras penalidades, colocando o país exportador em uma situação de vulnerabilidade no comércio, com eventual perda de mercado.

Por outro lado, mesmo quando os LMR são estabelecidos, podem variar entre diferentes países. Essa divergência ocorre devido a condições agrícolas e climáticas distintas, abordagens regulatórias diferentes, pressões políticas e sociais e revisões e atualizações regulatórias frequentes. Enquanto alguns países adotam padrões internacionais do Codex como base para seus LMR, outros estabelecem seus próprios padrões nacionais, que podem ser mais ou menos rigorosos em relação ao do país exportador.



A ausência e a divergência de LMRs criam obstáculos para os exportadores, incluindo custos adicionais para cumprir diferentes LMRs, riscos de rejeição e multas, necessidade de ajustes constantes nas práticas agrícolas e procedimentos de conformidade e complexidade administrativa aumentada. Com isso, a falta de harmonização nos regulamentos de LMRs entre os países, cria desafios para o comércio internacional de produtos agrícolas, exigindo dos exportadores um investimento considerável em recursos e esforços para garantir aderência às diversas regulamentações.

Para mitigar os efeitos dessas diferenças regulamentares, alguns países adotam a política “tolerância de importação”, que é um LMR específico para produtos agrícolas importados, ajustado para acomodar os padrões de uso nos mercados estrangeiros, conforme suas condições agrônomicas de produção. A tolerância de importação é aplicada quando um pesticida não possui um LMR definido no mercado de importação ou quando os LMR existentes são inadequados para a combinação específica de pesticida e cultura adequada para o país fornecedor (PRCD 2021). Embora essa política facilite o comércio, é adotada por um número limitado de países, incluindo Estados Unidos, Canadá, Japão, Austrália e Coreia do Sul (Oliveira 2020).

### **3. Evidências empíricas sobre o LMRs e heterogeneidade regulatória**

O estabelecimento de padrões agrícolas específicos em cada país afeta a estrutura de custos dos fornecedores e sugere uma influência na redução dos fluxos de comércio. No entanto, esse resultado não pode ser generalizado, pois alguns padrões não necessariamente dificultam as trocas no mercado internacional, mas podem estimulá-las. Xiong e Beghin (2017) destacam que políticas regulatórias podem alcançar objetivos legítimos ao promover a segurança alimentar sem necessariamente bloquear o comércio internacional. Traore e Tamini (2021) constatam que os países que melhoram a transparência sobre seus produtos e processos têm suas exportações ampliadas.

Os requisitos de segurança alimentar aumentam a utilidade do consumidor, ao restringir o consumo de produtos que contenham resíduos químicos acima dos níveis permitidos (Disdier e Marette 2010). Quando os exportadores de alimentos adotam tais padrões, adquirem a confiança dos consumidores, que geralmente estão dispostos a pagar mais por produtos que atendam às regulamentações, o que justifica os resultados positivos asso-

ciados a tais regulamentos (Moenius 2006). Ao reduzir a incerteza sobre as características de um produto, há uma maior probabilidade de aumento no consumo do produto regulamentado (Chen *et al.* 2008; Beghin *et al.* 2015).

Apesar desses apontamentos, mesmo que os regulamentos heterogêneos promovam melhoria da qualidade dos produtos, aumentam substancialmente os custos de transação, especialmente em países em desenvolvimento. Por isso, os parâmetros podem ser positivos, negativos ou não significativos, indicando o efeito predominante da assimetria regulatória: aumento da demanda pela melhoria da qualidade ou redução da oferta pelo aumento dos custos. A variabilidade é parcialmente causada pela variação na amostra de dados, que difere por setor investigado, países, níveis de agregação dos produtos e período de análise.

Além disso, os diferentes efeitos comerciais podem ser causados pela forma de mensuração dos regulamentos, que incluem dummies, índices de frequência, taxa de cobertura e índices de heterogeneidade; bem como pelas especificações do modelo e outras variações metodológicas (Li e Beghin 2012; Santeramo e Lamonaca 2019). Para superar os desafios nas análises quantitativas, o uso de índices para agregar informações sobre diferentes regulamentações pode ser uma estratégia empírica interessante, pois presume-se que regulamentações similares podem melhorar os fluxos de comércio, enquanto regulamentações divergentes podem reduzi-lo (Winchester *et al.* 2012; Li e Beghin 2014; Shingal e Ehrich 2022; Xiong e Beghin 2017; Burnquist *et al.* 2011).

Rau *et al.* (2010) sugeriram o *Heterogeneity Index of Trade* – HIT aplicado tanto às regulamentações binárias como às quantitativas. Com sua elaboração, foram ampliadas as possibilidades de análise dos diferentes regulamentos estabelecidos entre os países, bem como as oportunidades comerciais que podem ser aprimoradas por meio de negociações e acordos comerciais. Com base nas diferenças regulamentares associadas às MNT, a fórmula do HIT é apresentada na equação (1):

$$HIT_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^N w_{mij} DS_{mij}^{HIT}}{\sum_{i=1}^N w_{mij}} \quad (1)$$

onde  $w_{mij}$  é o peso da medida  $m$  como regulamento imposto pelo importador  $j$  ao exportador  $i$  e  $DS_{mij}^{HIT}$  é uma medida de dissimilaridade entre os países  $i$  e  $j$  para determinada medida  $m$ , calculado por  $DS_{mij}^{HIT} = |x_{mj} - x_{mi}| / [\max(x_m) - \min(x_m)]$ , em que  $x$  corresponde à in-

formação binária, ordenada ou quantitativa, da característica ou requisito que os países impõem. Os valores do HIT compreendem o intervalo  $0 \leq HIT_{ij} \leq 1$ . Se  $HIT_{ij} = 0$ , não há diferenças regulatórias entre os países importador e exportador. Se  $HIT_{ij} = 1$  os requisitos são totalmente diferentes.

O cálculo do HIT permite a comparação bilateral das normas e regulamentos entre os países, facilitando a identificação de diferenças e a elaboração de políticas comerciais específicas. Também possibilita a agregação ou desagregação de regulamentações com base em informações mensuráveis (como os LMRs) e não mensuráveis (como a presença ou ausência de um regulamento, estabelecido por *dummies*). Os resultados sugerem as áreas onde os requisitos de importação variam, indicando as oportunidades comerciais a serem exploradas por meio de negociações e acordos entre parceiros comerciais. Não houve, contudo, uma modelagem econômica com análises estatísticas, apenas análises descritivas.

Gervais *et al.* (2011) utilizaram o HIT para examinar regulamentos relacionados à avaliação de conformidade e padrões de produtos e processos entre países da UE como importadores e outros dez parceiros comerciais, como fornecedores. Seus resultados revelam que a diversidade regulatória sobre resíduos de medicamentos veterinários reduz o comércio de carne bovina e suína devido aos padrões mais rigorosos da UE, aumentando os custos de conformidade para os exportadores. Para grãos e cereais, as disparidades regulatórias aumentam o comércio, permitindo que fornecedores com regulamentos mais rígidos exportem facilmente para aqueles com padrões menos exigentes. Não houve relação significativa entre diferenças regulatórias e comércio para outros produtos.

Winchester *et al.* (2012) também usaram o HIT para avaliar o efeito da heterogeneidade regulatória no comércio de produtos vegetais, considerando dados qualitativos (rotulagem, monitoramento, rastreabilidade e certificação) e numéricos (níveis de pesticidas e contaminantes). Descobriram que a maior parte das assimetrias regulatórias não afeta significativamente o comércio, exceto para LMRs e rotulagem, que têm efeitos negativos. Chen *et al.* (2008) já haviam abordado as disparidades regulatórias nos níveis de resíduos aceitáveis e seus efeitos no comércio e demonstraram que os padrões de qualidade estão positivamente correlacionados com o volume e a diversificação das exportações, mas a não conformidade pode reduzir as chances de exportação e diversificação de produtos.

A partir da equação do  $DS_{mij}^{HIT}$  do HIT, nota-se que o valor absoluto da diferença  $|x_{mj} - x_{mi}|$  relacionado a um diferencial efetivo  $\max(x_m) - \min(x_m)$ , implica efetivamente em custos de adequação. Isso implica que o HIT pode apresentar um viés positivo e superestimar a dissimilaridade, impondo, forçosamente, custos reais e resultando em um indicador tendencioso. Para corrigir esse viés, sugere-se investigar não apenas o valor absoluto calculado pelo índice, mas também o seu sinal. Até então, nenhum estudo havia verificado os custos reais de conformidade para os exportadores, uma lacuna também observada no uso do HIT em estudos mais recentes.

Burnquist *et al.* (2011) propuseram uma versão modificada do HIT, o *Actual Heterogeneity Index* – AHI, que reflete o rigor relativo entre dois países sob a hipótese de que nem todas as diferenças nos regulamentos resultam em custos, isso só ocorre quando os importadores são mais exigentes que os exportadores. Matematicamente, isso é demonstrado pela não utilização do valor absoluto na equação  $DS_{mij}^{AHI} = (x_{mj} - x_{mi}) / [\max(x_m) - \min(x_m)]$ . O AHI é descrito como:

$$AHI_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^N w_{mij} DS_{mij}^{AHI}}{\sum_{i=1}^N w_{mij}} \quad (2)$$

Apenas as diferenças regulatórias que resultam em custos são consideradas no cálculo do AHI, representado pela restrição  $DS_{mij}^{AHI} \geq 0$ , ou seja, se o exportador é mais rigoroso que o importador, o valor não é considerado no cálculo do AHI. Com esse avanço no índice, O AHI e o HIT são usados de forma complementar e comparativa. Enquanto o HIT compara informações entre parceiros comerciais para determinar a similaridade dos requisitos, o AHI indica apenas as diferenças regulatórias que implicam em custos. Ambos os índices são calculados como médias simples das medidas de heterogeneidade.

Os valores do  $DS_{mij}^{AHI}$  variam no intervalo  $-1 \leq DS_{mij}^{AHI} \leq 1$ . Se  $DS_{mij}^{AHI} < 0$  o país importador  $j$  impõe requisitos mais rigorosos do que o exportador  $i$ , resultando em custos para este último. Se  $DS_{mij}^{AHI} \geq 0$ , os regulamentos do importador não incorrem em custos aos exportadores, pois são iguais ou menos restritivos aos do exportador. Burnquist *et al.* (2011) adotam valores  $DS_{mij}^{AHI} = 0$  se  $DS_{mij}^{AHI} \geq 0$  e  $|DS_{mij}^{AHI}|$  se  $DS_{mij}^{AHI} < 0$ . Assim, o AHI demonstra apenas as diferenças regulatórias que implicam em custos para o exportador. Quanto menor o valor do AHI, menor a heterogeneidade regulatória e, portanto, menores os custos de conformidade.

Os autores analisaram os LMRs definidos pela UE e seus dez principais importadores para um conjunto específico de produtos alimentares. Os resultados indicam que os valores do HIT não ultrapassam a média de 0,6, enquanto os valores do AHI ficam abaixo de 0,3. Essas discrepâncias sugerem que, embora pareça haver muitas distinções regulatórias devido ao rigor da UE, os custos de adaptação para os exportadores europeus são mais baixos conforme avaliado pelo AHI. Isso implica que as assimetrias regulatórias nem sempre implicam em custos de conformidade significativos.

Li e Beghin (2014) desenvolveram o Índice de Ranqueamento Protecionista (*Protectionism Indices*, equação 3), para medir a restritividade dos LMRs para cinco categorias de produtos (grãos e sementes oleaginosas, aves e ovos, laticínios, produtos hortícolas e tropicais e produtos de origem animal), entre 83 países em relação aos níveis do *Codex*:

$$S_{jk} = \frac{1}{N} \left[ \sum_{n_{(k)}=1}^{N_{(k)}} \exp \left( \frac{MRL_{codex, kn_{(k)}} - MRL_{jkn_{(k)}}}{MRL_{codex, kn_{(k)}}} \right) \right] \quad (3)$$

em que  $MRL_{jkn_{(k)}}$  são o LMRs determinado pelo país  $j$  para o produto  $k$  destinado ao pesticida  $n_{(k)}$ ;  $MRL_{codex, kn_{(k)}}$  são o LMRs recomendado pelo *Codex* para a mesma combinação cultura-pesticida; e  $N_{(k)}$  é o número total de pesticidas aplicados ao produto  $k$ . O período analisado foi de 2008 a 2011.

Os autores discutem que os produtos sujeitos a regulamentações mais rigorosas não são necessariamente protegidos.<sup>4</sup> Esse achado contraria a ideia de que regulamentos mais estritos são ferramentas para promover o protecionismo (Swinnen 2016). Para Li e Beghin (2014), regulamentos mais rigorosos podem refletir maiores preocupações com a saúde e a segurança alimentar, e potencialmente impulsionar o comércio.

Xiong e Beghin (2017) e Traoré e Tamini (2021) aplicaram o índice de Li e Beghin (2014) na equação gravitacional. Seus resultados sugerem que os LMRs mais rigorosos aumentam as importações de produtos agrícolas para os países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Seus resultados foram discutidos à luz da proposição de Burnquist *et al.* (2011), de que nem todas as diferenças regulatórias representam custos de conformidade. Se os exportadores têm requisitos rigorosos, têm acesso mais facilitado a outros mercados exigentes, o que

<sup>4</sup> Os resultados encontrados não são oriundos de abordagens econométrica, apenas análise dos índices.

pode ser observado no comércio entre países Norte-Norte. No entanto, reconhecem que exportadores de países menos desenvolvidos (Sul) são prejudicados por padrões rigorosos, o que resulta em perda de mercado para fornecedores de economias desenvolvidas (Norte). Ferro *et al.* (2015) destacam que o surgimento de mercados emergentes, como China, Rússia e Índia, oferece oportunidades comerciais para os países em desenvolvimento. No entanto, para aproveitar essas oportunidades, é necessário que seus produtos atendam às regulamentações estrangeiras vigentes.

Seok *et al.* (2018) utilizaram o mesmo índice para examinar os efeitos dos altos padrões de LMRs dos EUA nas exportações de vegetais para 102 países em 2014, usando o modelo gravitacional. No entanto, ao contrário de Xiong e Beghin (2017) e Traoré e Tamini (2021), os autores substituíram os LMRs do Codex pelos LMRs médios mundiais. Seus resultados destacam o efeito impulsionador das regulamentações rigorosas de segurança alimentar do país de origem, que aumentam a competitividade dos produtos nos mercados internacionais.

Fiankor *et al.* (2021) também empregaram o índice de Li e Beghin (2014) no modelo gravitacional para examinar o efeito das diferenças regulatórias no comércio, nos preços e na qualidade dos produtos no setor agroalimentar. O estudo envolveu 145 produtos e 59 países durante o período de 2005 a 2014. Os resultados indicam que as disparidades nos LMRs entre os países limitam o comércio, especialmente nas relações do Sul (exportador) para o Norte (importador), mas não têm um efeito tão pronunciado nas exportações do Norte para o Sul.

Peng (2023), usando o mesmo índice e comparando o rigor dos exportadores com os regulamentos do Codex no modelo gravitacional, mostram que a heterogeneidade regulatória dos LMRs entre parceiros comerciais leva a uma diminuição nas exportações de frutas a partir dos países em desenvolvimento da Associação das Nações do Sudeste Asiático (ASEAN). O efeito observado é distinto quando avaliado para diferentes países; aqueles que têm pequenas escalas comerciais sofrem impactos muito mais negativos do que os grandes exportadores.

Finalmente, Ferro *et al.* (2015) desenvolveram um índice de restritividade para examinar o efeito dos LMRs nas exportações agrícolas de 61 países para 66 produtos. O índice foi construído com base na diferença entre os LMRs estabelecidos por cada país, conforme equação (4):

$$restrictiveness_{ipj} = \frac{1}{N(a)} \left[ \sum_{n(a)=1}^{N(a)} \frac{Max_{pat} - MRL_{ipat}}{Max_{pat} - Min_{pat}} \right] \quad (4)$$

em que  $Max_{pat} = \max_{i \in I} \{MRL_{ipat}\}$  e  $Min_{pat} = \min_{i \in I} \{MRL_{ipat}\}$  são, nesta ordem, os LMRs máximo e mínimo definidos, entre os países da amostra, para o produto  $p$ , pesticida  $a$  no ano  $t$  e  $MRL_{ipat}$  refere-se aos LMRs do país  $i$  para o pesticida  $a$  para o produto  $p$  no ano  $t$ . O resultado do índice encontra-se no intervalo  $0 \leq restrictiveness_{ipj} \leq 1$ , se próximo de zero, indica que o país  $i$  é relativamente menos restritivo que os demais países considerados e, se próximo de 1, é relativamente mais restritivo.

Este índice oferece várias vantagens em comparação com o HIT, AHI e o índice de Li e Beghin (2014): (i) considera tanto o número de substâncias regulamentadas quanto a intensidade com que são definidas pelos LMRs; (ii) normaliza os valores dos LMRs em relação aos dos demais países da amostra, permitindo comparações entre os regulamentos por país-cultura; (iii) abrange todos os pesticidas regulamentados por todos os países da amostra para um determinado produto, diferentemente do enfoque de Li e Beghin (2014), que analisa apenas as substâncias regulamentadas pelo Codex.

Os autores ressaltam os desafios associados ao uso dos LMRs em análises empíricas: (i) é sugerido considerar duas dimensões da restritividade - o número de regulamentos por produto e a severidade desses regulamentos; (ii) os pesticidas regulamentados podem variar e, para contornar essa questão, propõem a normalização dos LMRs por cultura. É discutido porque é desaconselhável utilizar a média dos LMRs de pesticidas para cada par de país-cultura, dada a variabilidade nos níveis de toxicidade das substâncias. Em vez disso, sugerem preencher os valores ausentes com os LMRs menos restritivo observado entre os países investigados, evitando atribuir valor zero, o que equivaleria a uma proibição total do pesticida.

Os resultados do indicador foram aplicados na equação gravitacional e observaram que efeito dos padrões nas transações comerciais, na maioria dos casos, é significativo e negativo. Isso indica a consistência com a suposição de que o cumprimento com os padrões mais rigorosos gera custos de adequação ao exportador, que reduzem o comércio. Esse mesmo resultado é corroborado por Hejazi *et al.* (2022) e Fiankor *et al.* (2021), que argumentam que diferentes LMRs adotados para pares de países constituem uma

barreira de acesso ao mercado para os exportadores. Chen *et al.* (2024) reforçam que esse aumento de custos fortalece a necessidade de políticas que equilibrem a proteção à saúde pública com o acesso ao comércio internacional. No entanto, Traoré e Tamini (2021) destacam que, uma vez superados os custos de adequação dos LMRs mais rígidos do importador, o exportador pode desfrutar de ganhos comerciais substanciais.

## 4. Metodologia

### 4.1. Índices de heterogeneidade regulatória

Os índices propostos por Rau *et al.* (2010), Burnquist *et al.* (2011), Li e Beghin (2014) e Ferro *et al.* (2015), com peso  $w_{mij} = 1$ ,<sup>5</sup> foram combinados para elaborar os Índices de Heterogeneidade Regulatória (IHR, equação 5) e Custos (IHRC, equação 6). Partindo da ideia do HIT, o IHR compara os regulamentos de dois países, com o intuito de identificar qual deles possui políticas regulatórias mais rigorosas. Adicionalmente, em linha com os princípios do AHI, o IHRC é um índice que evidencia exclusivamente os regulamentos nos quais o importador é mais rigoroso. Isso se deve ao fato de que somente quando essa condição é atendida é que o exportador enfrentará custos de conformidade. Matematicamente, isso é expresso pela retirada do módulo no numerador do IHRC.

$$IHR_{ijpt} = \frac{1}{N(a)} \left[ \sum_{n(a)=1}^{N(a)} w_{mij} \times \exp \left( \frac{|LMR_{jpat} - LMR_{ipat}|}{LMR_{pat}^{max} - LMR_{pat}^{min}} \right) \right] \quad (5)$$

$$IHRC_{ijpt} = \frac{1}{N(a)} \left[ \sum_{n(a)=1}^{N(a)} w_{mij} \times \exp \left( \frac{LMR_{jpat} - LMR_{ipat}}{LMR_{pat}^{max} - LMR_{pat}^{min}} \right) \right] \quad (6)$$

Com base na amostra investigada neste estudo e tomando como base as descrições de Ferro *et al.* (2015),  $LMR_{pat}^{max} = \max_{i \in I} \{MRL_{ipat}\}$  e  $LMR_{pat}^{min} = \min_{i \in I} \{MRL_{ipat}\}$  representam, respectivamente, os LMRs má-

<sup>5</sup> A atribuição de diferentes valores para  $w_{mij}$  depende do conhecimento técnico sobre a importância do pesticida para cada cultura. Como essas informações não estão prontamente disponíveis para todos os pesticidas, foram usadas pontuações não ponderadas, similar ao que foi feito por Rau *et al.* (2010) e Burnquist *et al.* (2011).



ximo e mínimo para o produto  $p$ , substância  $a$  no ano  $t$  para os países do Mercosul e da UE;  $LMR_{jpat}$  refere-se aos LMRs do país importador  $j$  para o pesticida  $a$  para o produto  $p$  no ano  $t$ ;  $LMR_{ipat}$  corresponde aos LMRs do exportador  $i$  para o pesticida  $a$  para o produto  $p$  no ano  $t$  e  $N(a)$  refere-se ao número total de substâncias regulamentadas para cada produto  $p$ , neste caso, o número de pesticidas regulamentados para a soja. O resultado do índice encontra-se no intervalo  $1 \leq IHR_{ijpt} \leq 2,718$ . Se  $IHR_{ijpt} = 1$ , significa que para um conjunto de pesticidas e produto final, o importador e o exportador têm LMRs iguais e, portanto, não há heterogeneidade. Se  $IHR_{ijpt} = 2,718$  os regulamentos são totalmente distintos.

Seguindo o mesmo procedimento metodológico utilizado por Burnquist *et al.* (2011)<sup>7</sup> framework programme, is kindly acknowledged. Abstract: Non-tariff measures (NTMs, para manter apenas os requisitos regulatórios que geram custos ao exportador, atribui-se os valores:

$$0, \text{ se } \left( \frac{LMR_{jpat} - LMR_{ipat}}{LMR_{pat}^{max} - LMR_{pat}^{min}} \right) \geq 0;$$

$$\left| \left( \frac{LMR_{jpat} - LMR_{ipat}}{LMR_{pat}^{max} - LMR_{pat}^{min}} \right) \right| \text{ se } \left( \frac{LMR_{jpat} - LMR_{ipat}}{LMR_{pat}^{max} - LMR_{pat}^{min}} \right) < 0$$

Após essa filtragem e apenas para fins de interpretação, os resultados das diferenças regulatórias são considerados em módulo para garantir que o valor do exponencial retorne um resultado maior que 1.<sup>6</sup> Os valores obtidos pelo índice variam no intervalo de  $1 < IHRC_{ijpt} \leq 2,718$  e quanto mais próximo de 2,718, maiores os custos de conformidade para os exportadores para o produto analisado.

A distinção entre o  $IHR_{ijpt}$  e o  $IHRC_{ijpt}$  é importante. Embora muitos estudos anteriores tenham ignorado as nuances da heterogeneidade regulatória, presumindo que todas as diferenças resultam em custos de conformidade, desde 2010, essas nuances têm sido consideradas, tal como visto em Winchester *et al.* (2012) e Shingal e Ehrich (2022). Separar esses índices permite uma compreensão mais precisa das diferenças que realmente afetam os exportadores, diferenciando entre aquelas que geram custos de conformidade e aquelas que não representam tais custos.

<sup>6</sup> Sem o módulo, quanto maior o valor negativo, maior a diferença regulatória, podendo inferir que o custo de adequação é necessariamente maior.

O  $IHR_{ijpt}$  calcula o desvio absoluto dos LMRs, fornecendo uma medida da “distância regulatória” entre os regulamentos dos países. Já o  $IHRC_{ijpt}$  concentra-se apenas nas discrepâncias em que o importador tem padrões mais rigorosos, excluindo casos onde o exportador é mais rigoroso. Isso significa que o IHRC considera apenas os pesticidas que podem gerar custos de conformidade para o exportador, isto é, remove do cálculo os casos em que o exportador é mais rigoroso. Portanto, o  $IHRC_{ijpt}$  representa um subconjunto de pesticidas, considerando apenas aqueles que podem acarretar custos de adequação.

Essa abordagem não apenas destaca as disparidades nos requisitos de LMRs, mas também considera os desdobramentos sobre a oferta. Ao aumentar os custos de conformidade para o país de origem, a imposição de padrões mais rigorosos influencia suas decisões de exportação para diferentes mercados (Fiankor *et al.* 2021).

Os índices  $IHR_{ijpt}$  e o  $IHRC_{ijpt}$  não possuem unidades de medida e são independentes da escala. Uma vez que avaliam os desvios nos LMRs de forma relativa, tornam as unidades utilizadas para os LMRs irrelevantes, desde que ambas as nações estejam utilizando as mesmas unidades (geralmente partes por milhão - ppm).

Quanto mais baixo o padrão dos LMRs (ou seja, mais restrito), mais desafiador é para o exportador alcançá-lo, o que reflete a convexidade dos padrões mais rigorosos e a crescente dificuldade para obter a conformidade (Li e Beghin 2014). Por exemplo, se um país A permite 0,01 ppm de concentração (LMR mais rigoroso), enquanto o país B exige 0,03 ppm e o país C, 0,05 ppm, a dificuldade será maior para o exportador C, que precisará reduzir relativamente mais o uso de pesticida em comparação com o país B. Outro exemplo, mesmo que um importador A flexibilize todos os LMRs, exceto um, que se mantém rigoroso, pode ser especialmente desafiador para os exportadores B e C atenderem a esse único LMR. Ao aplicar uma função exponencial ao valor entre parênteses, é possível atribuir maior peso aos LMRs mais rigorosos em termos relativos e refletir maior dificuldade regulatória para o exportador C.

Agora, suponha que o importador A exija uma concentração de 0,04 ppm. O país C ainda enfrentará custos de ajuste, precisando reduzir o uso de pesticidas de 0,05 para 0,04 ppm. Por outro lado, o país B não enfrentará esse custo, uma vez que seu regulamento já é mais rigoroso que o do país A.

O exponencial não resolveria essa questão. Isso é resolvido pelo IHRC, que remove esse pesticida do cálculo, já que não causa custos adicionais ao exportador.

Para calcular os índices, algumas considerações são necessárias: (a) apenas Argentina e Brasil são considerados na amostra, pois ambos possuem regulamentos próprios para LMRs, assim como a UE, onde todos os países membros seguem um mesmo padrão definido para o bloco; (b) Paraguai e Uruguai não foram considerados pois, além de apresentarem um fluxo comercial de soja pouco expressivo para a UE, utilizam os LMRs definidos pelo Codex e não têm regulamentos próprios; (c) este estudo adota a perspectiva dos regulamentos estabelecidos pela UE e pelo Codex, com o objetivo de identificar a heterogeneidade regulatória dos países do Mercosul em relação ao importador europeu e aos padrões internacionais. Essa abordagem é particularmente importante, pois os padrões do Codex servem de referência para medir o rigor regulatório. Países com padrões mais restritos em relação ao Codex são considerados mais rigorosos, enquanto países com padrões menos restritos são considerados como mais brandos, em termos de políticas de segurança alimentar; (d) o valor de 0,01 partes por milhão (ppm) é adotado para os pesticidas não registrados pela UE e Argentina, seguindo as políticas de default estabelecidas no Regulamento CE 396/2005 (Comissão Europeia 2005) e na Resolução 934-2010 (SENASA 2010). Para o Brasil, os valores ausentes são preenchidos pelos LMRs definidos pelo Codex (Fiankor *et al.* 2021). Esse procedimento busca coerência com a legislação interna de cada país/bloco, que postula diferentes padrões a serem adotados quando os pesticidas não são regulamentados (LMRs ausentes). Dessa forma, reescrevendo os índices  $IHR_{ijpt}$  e  $IHRC_{ijpt}$ , tem-se  $IHR_{i,j,p,t}$  e  $IHRC_{i,j,p,t}$  com  $p = \text{soja}$ ,  $j = (\text{Codex}, \text{UE})$ ,  $i = (\text{Argentina}, \text{Brasil})$  e  $t = (2010, 2012, 2014, 2016, 2018)$ .

Para exemplificar os procedimentos metodológicos descritos, a Tabela 1 apresenta um exemplo hipotético de LMR impostos a quatro diferentes pesticidas (A, B, C e D) usados na produção de soja no ano  $t$ . Apenas a UE regulamenta todas as quatro substâncias e, no caso da substância A, por exemplo, o bloco europeu é mais rigoroso que o Brasil e o Codex, impondo o limite de 0,01 ppm contra 0,02 ppm. A normalização consiste em considerar o LMR de cada pesticida regulamentado e compará-lo com os valores máximo e mínimo definidos para a mesma combinação pesticida-cultura por todos os países da amostra. Posteriormente, é calculada a média desses

LMRs normalizados a fim de obter a combinação país-cultura-ano. Para a Argentina e UE, as substâncias cujos LMRs são ausentes recebem o valor default de 0,01. Para o Brasil, os valores ausentes são preenchidos pelos LMRs definido pelo Codex, quando disponível.

Tabela 1 - Exemplo hipotético dos LMRs definidos para cada substância ou princípio ativo para soja no ano t.

Substância ou Princípio Ativo	Antes do ajuste dos LMRs ausentes				Depois do ajuste dos LMRs ausentes			
	UE	Argentina	Brasil	Codex	UE	Argentina	Brasil	Codex
A	0,01	-	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02
B	0,01	-	-	0,03	0,01	0,01	0,03	0,03
C	0,01	0,04	-	-	0,01	0,04	-	0,08
D	0,08	0,07	0,01	0,08	0,08	0,07	0,01	-

Fonte: Elaboração própria.

#### 4.2. Especificações teóricas do Modelo Gravitacional

Este estudo adota o arcabouço teórico do modelo gravitacional, amplamente utilizado em análises que explicam os fluxos de comércio (Helble *et al.* 2007; Head e Mayer 2014). As estimativas resultantes do modelo podem ser combinadas com experimentos de políticas comerciais, acesso aos mercados, acordos regionais e MNTs para calcular mudanças implícitas no bem-estar, entre outros fins (Hejazi *et al.* 2022; Shingal e Ehrich 2022).

O modelo gravitacional segue a mesma ideia da física newtoniana, em que as forças são atraídas pela massa e repelidas pela distância. Paralelamente, o modelo gravitacional do comércio exterior, introduzido por Tinbergen (1962), mensura os efeitos comerciais como uma relação direta entre a capacidade econômica dos parceiros comerciais (PIB) e inversamente proporcional à distância geográfica entre esses países. Apesar do forte poder explicativo, as primeiras especificações do modelo careciam de uma fundamentação teórica que sustentasse a relação empírica sugerida, o que impossibilitava o uso do modelo para a elaboração de políticas.

Nesse sentido, Anderson (1979), Bergstrand (1985) e Deardorff (1998) apresentaram contribuições para consolidar a teoria do modelo de Tinbergen (1962), propondo variáveis explicativas relevantes para a fundamentação do modelo. Anderson (1979) considerou os custos de transporte e as tarifas nacionais praticadas em cada país e foi o primeiro a derivar o

modelo gravitacional por meio do fundamento microeconômico. Para embasar a teoria do comércio, sustentada pela pressuposição da concorrência imperfeita, Bergstrand (1985) e Deardorff (1998) utilizaram a estrutura de Heckscher-Ohlin. Bergstrand (1985) considerou que os custos comerciais variam de acordo com a localização e Deardorff (1998) justificou a inclusão da distância.

Após a divulgação dos estudos que embasaram o modelo gravitacional, seu uso passou a ser amplamente adotado na análise das políticas nacionais sobre o fluxo internacional de bens. Contudo, uma das principais contribuições teóricas surgiu no início do século XXI, quando Anderson e Van Wincoop (2003) desenvolveram a derivação do modelo que se tornou padrão para os estudos atuais.

Sob a condição de equilíbrio geral e *market-clearing* e assumindo que os consumidores têm preferência por variedade de bens, Anderson e Van Wincoop (2003) partiram das funções de oferta e demanda dos países exportadores e importadores. O sistema de demanda baseia-se em uma função de utilidade do tipo CES (*Constant Elasticity of Substitution*), na qual os consumidores do país importador maximizam sua utilidade, sujeitos à restrição orçamentária. O resultado da maximização é definido por meio de uma equação não linear com o termo de erro multiplicativo, expressa da seguinte forma estrutural:

$$X_{ijt}^p = \frac{E_{jt}^p Y_{it}^p}{Y_t^p} \left( \frac{\tau_{ijt}^p}{P_{jt}^p \Omega_{it}^p} \right)^{1-\sigma_p} e_{ij}^p \quad (7)$$

$$(\Omega_{it}^p)^{1-\sigma_p} = \sum_j \left( \frac{\tau_{ijt}^p}{P_{jt}^p} \right)^{1-\sigma_p} \frac{E_{jt}^p}{Y_t^p} \quad (8)$$

$$(P_{jt}^p)^{1-\sigma_p} = \sum_i \left( \frac{\tau_{ijt}^p}{P_{jt}^p} \right)^{1-\sigma_p} \frac{Y_{it}^p}{Y_t^p} \quad (9)$$

O modelo permite explicar as exportações  $X_{ij}^p$  realizadas bilateralmente do produto  $p$  pelo país  $i$  para o  $j$  no ano  $t$ ;  $Y_{it}^p$ ,  $Y_t^p$  são, respectivamente, a produção no país  $i$  e a produção agregada mundial do bem no ano  $t$ ;  $E_{jt}^p$  representa o dispêndio da economia  $j$  para obter produto  $p$  no ano  $t$ ,  $\tau_{ijt}^p$  re-

<sup>7</sup> O PIB do importador geralmente é usado como *proxie* para essa variável.

fere-se aos custos comerciais incorridos pelos exportadores do país  $i$  para enviar os produtos  $p$  ao país  $j$  no ano  $t$ ;  $\sigma_p$  representa a elasticidade de substituição entre grupos de produtos,<sup>8</sup>  $e_{ij}^p$  é o termo de erro aleatório e,  $P_{jt}^p$  e  $\Omega_{it}^p$  representam, nessa ordem, os índices de preços para cada economia  $j$  e  $i$ , identificados como os termos de resistência multilateral.

A inserção dessas últimas variáveis foi um importante avanço na modelagem do modelo gravitacional proposta por Anderson e van Wincoop (2003), visto que as estimativas do modelo são substancialmente melhoradas quando esses fatores são considerados. Isso porque a inclusão de  $P_{jt}^p$  e  $\Omega_{it}^p$  indica que os fluxos comerciais não dependem apenas dos custos bilaterais existentes entre dois países, mas também dos custos existentes entre estes e os demais parceiros comerciais.

Os termos de resistência multilateral destacam a influência das mudanças nos custos do comércio bilateral em todos os fluxos comerciais, devido aos efeitos dos preços relativos. A primeira variável ( $P_{jt}^p$ ) refere-se à resistência multilateral interna e reflete a dependência das importações do país  $j$  em relação aos custos comerciais de todos os possíveis países fornecedores dos bens  $p$ . Já  $\Omega_{it}^p$  representa a resistência multilateral externa, evidenciando que as exportações do país  $i$  para o país  $j$  estão condicionadas aos custos do comércio em todos os mercados de exportação possíveis.

Na formulação do modelo, Anderson e van Wincoop (2004) ressaltam que os custos comerciais ( $\tau_{ijt}^p$ ) podem ser representados como uma função de variáveis observáveis,  $\tau_{ijt}^p = \prod_{m=1}^M (z_{ijt}^m)^{\gamma^m}$ , onde  $z_{ijt}^m$  é uma função de todos as variáveis bilaterais que afetariam o comércio. A literatura geralmente o aproxima de um conjunto de variáveis de natureza geográfica ou histórico-institucional - como distância, contiguidade, língua e laços culturais comuns, por exemplo - até medidas de política que afetam os fluxos bilaterais, como tarifas, acordos comerciais ou MNTs. Formalmente,  $z_{ijt}^m > 1$  representa o equivalente *ad valorem* de todos os custos comerciais associados à variável  $m$ ;  $z_{ijt}^m = 1$  implica o comércio na ausência de custos.

Dada a forma multiplicativa da equação 7 e, assumindo que ela se mantenha para cada período, torna-se possível linearizá-la para obter:

<sup>8</sup> A elasticidade de substituição ( $\sigma_k$ ) é uma medida hipotética e estimada. Anderson e van Wincoop (2003, 2004) concluíram, através de estimações, que o valor desse parâmetro varia entre 5 e 10, e adotaram o valor 8 em seus respectivos trabalhos de referência.

$$\ln X_{ijt}^p = \ln Y_{it}^p + \ln E_{jt}^p - \ln Y_t^p + (1 - \sigma_p)\gamma m \sum_{m=1}^M \ln z_{ijt}^m (1 - \sigma_p) [\ln \Omega_{it}^p - \ln P_{jt}^p] + \ln e_{ij}^p \quad (10)$$

### 4.3. Desafios Inerentes ao Modelo Gravitacional

Após décadas de avanços dos desafios teóricos do modelo gravitacional, as questões relacionadas às estimativas da equação gravitacional ganharam destaque. Para alcançar resultados consistentes, diversos aspectos foram discutidos e soluções foram propostas, incluindo os termos de resistência multilateral não observáveis, a endogeneidade, o ajuste das políticas comerciais, a heteroscedasticidade nos dados dos fluxos comerciais e a presença de fluxos comerciais nulos.

Com base nos avanços de Anderson e van Wincoop (2003), a estimativa correta das equações gravitacionais deve sempre incluir os termos de resistência multilateral. Para Baldwin e Taglioni (2007), a omissão dessas variáveis seria um erro substancial no modelo, levando à busca de alternativas para estimar seu efeito. Feenstra (2004) sugeriu o uso de efeitos fixos (EF) direcionais específicos para países (exportador e importador) em uma estrutura de dados em painel. Bobková (2014) concorda que os dados em painel são recomendados para explicar os fluxos de comércio ao longo dos anos e Olivero e Yotov (2012) aprimoraram essa recomendação, ao sugerirem EF unilaterais com a inclusão de tendências temporais, resultando nos EF “importador-ano” e “exportador-ano”. Teoricamente, essa estratégia fundamenta a elaboração do modelo gravitacional estrutural (Anderson e Yotov 2010), pois além de controlar as resistências multilaterais, os EF também absorvem a produção e os gastos nacionais. Essa dinâmica teórica é detalhada em Fally (2015), Anderson *et al.* (2020) e Heid *et al.* (2017).

Embora essas estratégias metodológicas resolvam o problema da resistência multilateral, algumas limitações persistem. O uso de EF específicos para países com variações temporais acomoda todas as características variantes no tempo que são individuais ao país, incluindo políticas comerciais unilaterais e não discriminatórias, instituições e taxas de câmbio.

Em teoria, os índices de LMRs variam nas dimensões importador-exportador-produto-ano e normalmente não são absorvidos pelos efeitos fixos “importador-produto-ano” e “exportador-produto-ano”. Porém, no contexto deste artigo especificamente, a amostra considera apenas o setor da

soja e um conjunto importadores (países da UE) que possui uma política de LMRs harmonizada, tornando o indicador não bilateral. Segundo Heid *et al.* (2021) e Yotov (2022), esse problema pode ser resolvido na presença de fluxos de comércio intranacionais, onde é possível controlar o efeito das políticas comerciais. Na ausência dos EF exportador-ano e importador-ano, são usadas variáveis de controle, como a produção nacional do exportador e o PIB do importador. A mesma estratégia é observada em Heid *et al.* (2020), que utiliza variáveis de controle na ausência de EF.

Outra alternativa, sugerida por Baier e Bergstrand (2007), é a inclusão de EF para pares de países. Esses efeitos absorvem todas as variáveis gravitacionais bilaterais que não variam com o tempo, como distância, relação colonial, idioma comum, e outros determinantes dos custos de comércio não observáveis pelo pesquisador. Em princípio, é permitido estimar as relações com pares de países para medir os custos do comércio internacional e os autores destacam um benefício adicional da inclusão, que é o controle da possível endogeneidade das políticas comerciais. Países que comercializam grandes volumes de mercadorias entre si têm maior probabilidade de liberalizar suas relações comerciais mutuamente, o que caracteriza o caso de causalidade reversa. Baier e Bergstrand (2007) argumentam que os efeitos fixos para pares de países explicam as ligações não observáveis entre a variável comercial endógena e o termo de erro nas regressões comerciais. Em linha com essa abordagem, Egger e Nigai (2015) demonstram que os efeitos fixos para pares de países são mais eficientes para mensurar os custos comerciais bilaterais do que o conjunto padrão de variáveis gravitacionais.

Outro problema potencial para as estimativas do modelo gravitacional, é serem tendenciosas se não considerar a inconsistência temporal das políticas comerciais, já que o efeito de uma política pode não se manifestar imediatamente no comércio internacional (Piermartini e Yotov 2016). Isso significa que as variáveis dependentes e independentes podem não se alinhar perfeitamente dentro de um único ano, o que pode ser um problema ao utilizar estimadores de efeito fixo em dados agregados ao longo de vários anos consecutivos. Para lidar com essa questão, Cheng e Wall (2005), Piermartini e Yotov (2016) e Larch *et al.* (2019) sugerem estimar as variáveis consideradas com intervalos de tempo espaçados. Isso permite capturar o ajuste dos fluxos comerciais a outras mudanças que afetam os custos bilaterais. Os dados disponíveis sobre LMRs contêm apenas os anos pares, portanto, ao utilizar um lag temporal para cada dois anos, é resolvido o problema da inconsistência temporal.



Além disso, os fluxos de comércio frequentemente apresentam muitos dados ausentes ou iguais a zero, seja porque dois países não negociam entre si, porque o volume é tão pequeno que é registrado como zero, ou devido a problemas nas bases de dados internacionais. A utilização de estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na forma logarítmica exclui os fluxos zero da amostra, ignorando informações importantes contidas nessas observações nulas. Portanto, descartar essas observações nulas pode não ser apropriado.

Santos Silva e Tenreyro (2006) sugerem uma abordagem alternativa para lidar com o problema de viés de seleção, propondo estimar o modelo gravitacional na forma multiplicativa utilizando o estimador linear de Poisson Pseudo-Máxima Verossimilhança (PPML). Essa abordagem permite considerar as informações contidas nos fluxos de comércio zero. Além disso, a estimação do modelo com PPML também ajuda a controlar a heterocedasticidade presente nos fluxos comerciais.

#### 4.4. Abordagem empírica e fonte de dados

Seguindo as recomendações descritas na seção 4.3, a equação gravitacional é estimada utilizando dados organizados em painel com efeitos fixos e os fluxos de comércio considerados são unilaterais, ou seja, Mercosul exportando para eu. Em consonância com o objetivo do estudo, são investigados os efeitos da heterogeneidade regulatória dos LMRs sobre as exportações de soja, com foco na Argentina e no Brasil ( $i = Argentina, Brasil$ ), que respondem por mais de 90% das exportações do grão pelos países do Mercosul, para os 27 mercados europeus ( $j = UE27$ ). A análise abrange o período de 2010 a 2018, com intervalos de dois anos. Os produtos de soja utilizados seguem a classificação do Sistema Harmonizado, desagregados em quatro dígitos, incluindo os grupos HS1201, HS1507 e HS230410. Assim, conforme a abordagem de Anderson e van Wincoop (2003), a especificação funcional para a equação gravitacional na forma multiplicativa é expressa por:

$$X_{ijt}^p = c + \gamma_{ij} + \beta_1 IH_{ijpt} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln Prod_{it} + \varepsilon_{ijt}^p \quad (11)$$

A variável dependente  $X_{ijt}^p$  são os fluxos comerciais unilaterais, incluindo o comércio interno (como sugerido por Heid *et al.* 2021) e corresponde às importações de soja ( $p$ ) pelos países europeus  $j$  dos  $i$  países do

Mercosulno ano  $t^9$ ;  $c$  é uma constante que pode ser interpretada como proxy para captar o efeito de mudanças no nível do PIB mundial,<sup>10</sup>  $\gamma_{ij}$  representa os efeitos fixos invariantes no tempo para pares de países;  $PIB_{jt}$  refere-se ao PIB do país importador  $j$  no ano  $t$ , utilizado como *proxy* para capacidade de consumo do país;  $Prod_{it}$  corresponde à produção da soja<sup>11</sup>  $p$  no país exportador  $i$  no ano  $t$ ;  $IH_{ijpt}$  representa os índices de heterogeneidade  $IHR_{ijpt}$  e  $IHRC_{ijpt}$ , que são estimados separadamente, e  $\varepsilon_{ijt}^p$  é o termo de erro aleatório.<sup>12</sup>

O resultado das estimativas da equação (11), tomando como referência os regulamentos impostos pela UE e pelo *Codex*, permitem fazer inferências sobre dois tipos de políticas: a busca pela adequação aos regulamentos do importador e a harmonização com os padrões internacionais. Mesmo que a UE não adote os LMRs sugeridos pelo *Codex*, o fato de o exportador estar em conformidade com os padrões de referência internacional pode facilitar as negociações comerciais em termos do nível permitido de resíduos de pesticidas. Além disso, ao comparar os parâmetros estimados para os dois índices  $IHR_{ijpt}$  e  $IHRC_{ijpt}$  é possível identificar o real efeito estabelecido entre os blocos quando as diferenças geram custos de conformidade aos exportadores.

A correta especificação da forma funcional descrita pelas equações (11) foi averiguada estatisticamente pelo teste Ramsey (*Regression Equation Specification Error Test* - RESET). Equações gravitacionais alternativas - que empregam outras variáveis padrões do modelo gravitacional, como distância e idioma comum, e efeitos fixos específicos para importador e exportador foram analisadas a parte como uma forma de testar a robustez dos resultados. Outra estratégia foi estimar os parâmetros para produtos desagregados a seis dígitos (HS06). Uma terceira análise para testar se os resultados são robustos consiste em considerar os índices sem o exponencial, para que a atribuição de peso aos LMRs mais rígidos seja desconsiderada. Todas as estimações encontram-se no Apêndice A. Por último, a equação gravitacional foi estimada com o conjunto de efeitos fixos propostos, mas sem as

<sup>9</sup> Embora o foco da análise recaia sobre as exportações do Mercosul, são utilizados dados de importação por serem tradicionalmente mais confiáveis. As administrações aduaneiras geralmente monitoram as importações de forma mais rigorosa devido à incidência de tarifas, o que contribui para uma maior atenção e precisão nos registros.

<sup>10</sup> Yotov *et al.* (2016, p. 41).

<sup>11</sup> A rigor, a medição de produção deve ser interpretada como produção exportável, porque o consumo interno não é contabilizado. Mesma explicação é dada em Xiong e Beghin (2017).

<sup>12</sup> A variável tarifária é recorrente na formulação empírica das equações gravitacionais, mas nesse estudo apenas o óleo de soja (HS1507) recebe algum tipo de tarifa e essa é constante ao longo dos anos. Portanto, seu efeito é captado pelo efeito fixo de par de países.

variáveis de interesse (os índices de heterogeneidade) com o objetivo de verificar a adequação das demais variáveis (PIB do importador e produção do exportador) e dos efeitos fixos ao modelo. As estimativas são apresentadas junto das estimações principais.

Justifica-se não usar efeitos fixos específicos para exportador e importador, com tendência temporal, porque o enfoque do estudo recai sobre os efeitos de um índice de LMRs que tem efeitos comerciais. Como os índices podem ser absorvidos pelos referidos EF, é impossibilitado o emprego simultâneo dos índices e dos EF na mesma equação.

Na Tabela 2 são apresentadas as variáveis utilizadas no estudo, suas descrições, unidades de medida, sinais esperados na regressão e fontes de dados. Notavelmente, espera-se sinal negativo para a variável  $IHRC_{ijpt}$ , por se tratar de uma medida que remete a custos comerciais, já a variável  $IHR_{ijpt}$  não possui um sinal previamente esperado devido ao objetivo do estudo: determinar o impacto das divergências regulatórias nas exportações de soja do Mercosul para a UE. Na literatura, o sinal dessa variável é ambíguo: pode ser positivo, indicando que mesmo com a distância regulatória, os países devem corresponder às exigências do importador, reduzindo as assimetrias de informação sobre os produtos, aumentando a confiabilidade dos consumidores e estimulando as exportações; ou negativo, quando tais divergências se tornam barreiras comerciais. As estatísticas descritivas dos dados estão disponíveis no Apêndice B.

Tabela 2 - Descrição, fonte de dados e sinais esperados das variáveis.

	Variável	Unidade	Sinal esperado	Fonte
$X_{ijt}^k$	Importações de soja	Mil US\$ correntes	Variável dependente	UN COMTRADE, <i>World Trade Integrated Solution</i>
	Fluxos de comércio intranacional	Milhões de US\$ correntes		<i>United States International Trade Commission, Gravity Portal</i>
$\ln PIB_{jt}$	PIB do país importador	US\$ correntes	(+)	<i>World Bank</i>
$\ln Prod_{it}$	Produção de soja pelo exportador	US\$ correntes	(+)	<i>United States Department of Agriculture, Foreign Agricultural Service. Production, Supply and Distribution</i>
$IHR_{ijpt}$	Índice de Heter. Regulatória	$1 \leq IHRR_{ijpt} \leq 2,718$	A ser determinado	Resultado da pesquisa com base nos dados da <i>Homologa Agrobases</i>
$\ln IHRC_{ijpt}$	Índice de Heter. Regulatória e Custos	$1 \leq IHRC_{ijpt} \leq 2,718$	(-)	

Fonte: Elaboração própria.

## 5. Resultados

A Tabela 3 apresenta o número de pesticidas regulamentados para a soja em cada mercado e período analisado. Em geral, observa-se que a UE regula um maior número de substâncias em comparação com os outros países investigados. Até 2009, cada Estado-Membro do bloco regulava seus próprios LMRs, e após a harmonização intra-UE, os pesticidas regulamentados em cada país foram considerados para compor os LMRs do bloco. Por outro lado, o número de LMRs regulamentados pelo Brasil e Argentina é mais próximo ao número de regulamentos estabelecidos pelo Codex do que pela EU. Entre 2014 e 2016, especificamente, o número de substâncias regulamentadas pelo bloco europeu mais do que dobrou, possivelmente devido à aplicação da política de default adotada pelos países em 2015, que estabelece um valor padrão para pesticidas não regulamentados.

Tabela 3 - Número de substâncias com LMRs estabelecidos pelos países do Mercosul e da UE para a soja, período: 2010 a 2018.

Ano	Total	UE		Argentina		Brasil		Codex	
		Quantidade	% (total)	Quantidade	% (total)	Quantidade	% (total)	Quantidade	% (total)
2010	560	512	91,43%	110	19,64%	94	16,79%	52	9,29%
2012	601	565	94,01%	109	18,14%	124	20,63%	42	6,99%
2014	571	530	92,82%	112	19,61%	130	22,77%	45	7,88%
2016	1104	1095	99,18%	126	11,41%	186	16,85%	61	5,53%
2018	1013	1005	99,21%	123	12,14%	158	15,60%	72	7,11%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do portal Homologa Agrobases (2021).

Além de determinar quais pesticidas devem ser regulamentados ou proibidos para uma cultura específica, os LMRs também estabelecem a quantidade máxima permitida de uso, levando em consideração as condições de produção de cada país. A Figura 1 apresenta os resultados dos índices  $IHR_{ijpt}$  e  $IHRC_{ijpt}$  para os LMRs associados às combinações de pesticidas utilizados na produção de soja.

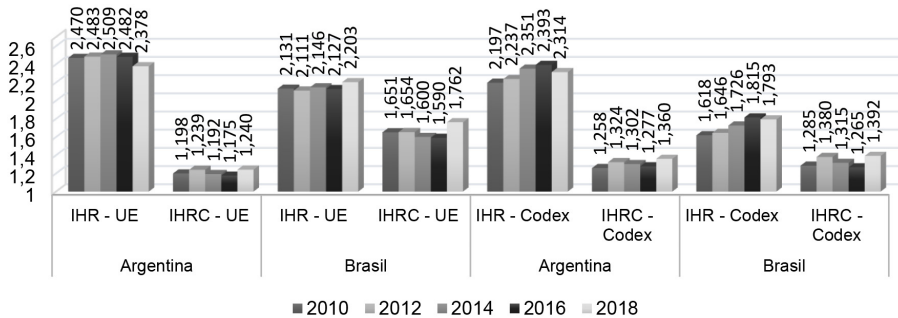


Figura 1 - Resultados do IHR e IHRC para a soja entre UE -Mercosul e Codex -Mercosul, 2010 a 2018.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. Nota: Os valores atribuídos ao IHCR são analisados em módulo para facilitar a interpretação, mesma estratégia foi usada em Burnquist *et al* (2011).

Os valores registrados pelo índice  $IHR_{ijpt}$  são consistentemente superiores aos encontrados pelo  $IHRC_{ijpt}$ , isso ocorre porque esse último considera apenas um subconjunto dos LMRs investigados, que implicam, necessariamente, em custos comerciais adicionais para o exportador devido às diferenças regulatórias. Uma vez que a análise é conduzida apenas sob a perspectiva da UE e do Codex, não há custos comerciais quando os LMRs definidos por ambos são menos rigorosos do que os do Mercosul. No caso do , valores elevados indicam que a UE (ou o Codex) possuem uma quantidade significativa de LMRs mais restritivos do que os do exportador, enquanto valores baixos indicam que os mercados possuem LMRs equivalentes ou que o importador (ou o Codex) possui LMRs menos rigorosos.

Os resultados do índice revelam que a maior heterogeneidade regulatória ocorreu entre 2014 e 2016 no comércio entre a UE e a Argentina, onde os valores excederam 2.480. Por outro lado, as menores discrepâncias entre os requisitos que poderiam acarretar em custos comerciais também foram observados entre a UE e a Argentina. É relevante destacar que a Argentina adota a mesma política de *default* utilizada pela UE, estabelecendo o valor de 0,01 ppm para LMRs não especificados, como essa política foi adotada pela EU a partir de 2015/2016, os LMRs dos dois mercados tornaram-se mais harmonizadas, o que incentiva os exportadores argentinos a ajustarem-se para o atenderem o próprio mercado interno e, como resultado, também tendem a estar em conformidade com a maioria das exigências do bloco europeu.

Um ponto adicional de interesse é a divergência regulatória nos LMRs estabelecidos entre a UE e o Mercosul em comparação com o Codex e o Mercosul. Enquanto os regulamentos adotados pelo Brasil estão mais alinhados com as normas internacionais, se distanciam consideravelmente dos regulamentos europeus. Além disso, o Brasil enfrenta custos relativamente mais altos para cumprir os regulamentos da UE em comparação com as normas internacionais de referência. No caso argentino, não há uma diferença substancial entre a distância regulatória do país com os regulamentos da EU e do Codex, o índice  $IHR_{ijpt}$  para ambos é bastante similar. Além disso, o índice  $IHRC_{ijpt}$  sugere que a Argentina enfrenta custos de conformidade mais baixos do que o Brasil, tanto para alcançar a conformidade com os regulamentos do Codex quanto com os da UE. Isso se deve ao default adotado pela Argentina, que estabelece um limite bastante rigoroso para todos os LMRs ausentes. Como resultado, em média, para um conjunto de pesticidas, a Argentina parece ser relativamente mais rigorosa do que o Brasil, que não adota a mesma política de *default*. Isso implica que o Brasil pode enfrentar custos de conformidade maiores que o da Argentina em termos de adequação aos LMRs.

Em linhas gerais, os resultados descritivos destacam que os países importadores (EU) mantêm um nível de exigência mais elevado do que os padrões estabelecidos pelo Codex. Além disso, é menos custoso para o Brasil atender aos limites estabelecidos pelo Codex do que aqueles determinados pela UE, mas os custos de conformidade do Brasil são maiores que os da Argentina para alcançar conformidade com ambos. A presença desses custos de adequação sugere a possibilidade de um efeito distorcivo nos fluxos de comércio.

A Tabela 4 apresenta as estimativas dos parâmetros da equação (11). Para avaliar o ajuste dos dados ao modelo, foram examinados os resultados do PPML sem a inclusão dos índices (coluna Modelo Padrão). Os resultados nas colunas (a) mostram as estimativas com o índice  $IHR_{ijpt}$  e nas colunas (b) com o índice  $IHRC_{ijpt}$ .

Tabela 4 - Resultados das estimativas. O lado esquerdo representa o cálculo do índice na perspectiva da UE e o lado direito na perspectiva do Codex.

PPML ( $X_{ijt}^p$ )	Modelo Padrão	UE		Codex	
		(a)	(b)	(a)	(b)
$IHR_{ijpt}$	-	-1,957 (2,617)	-	-4,720*** (0,654)	-
$IHRC_{ijpt}$	-	-	-1,899** (0,826)	-	0,020 (0,834)
$\ln PROD_{it}$	0,533*** (0,091)	0,536*** (0,092)	0,534*** (0,091)	0,567*** (0,098)	0,533** (0,090)
$\ln PIB_{jt}$	0,221 (0,215)	0,295 (0,287)	0,610* (0,332)	0,410 (0,284)	0,216 (0,295)
<i>constante</i>	4,172 (5,948)	3,723 (6,778)	-5,899 (9,012)	1,868 (7,794)	4,312 (7,903)
N	750	750	750	750	750
R <sup>2</sup>	0,636	0,636	0,637	0,646	0,636
EF	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>
Reset	0,188	0,233	0,256	0,246	0,201

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. As colunas (a) contemplam apenas a regressão com o índice  $\ln IHR_{ijpt}$  e as colunas (b) a regressão com o índice  $\ln IHRC_{ijpt}$ . Os valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão robustos agrupados por par de países. \*  $p < 0.10$ . \*\*  $p < 0.05$ . \*\*\*  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> EF para par de países. Os valores *missings* na variável dependente foram substituídos por zero indicando a inexistência de comércio bilateral para a combinação par de país, produto, ano. A variável depende inclui os fluxos intranacionais.

Inicialmente, as estimativas do Modelo Padrão sugerem um bom ajuste do modelo aos dados, devido à introdução de efeitos fixos para pares de países, dados intranacionais e a variação ao longo dos anos. Os efeitos fixos para pares de países são importantes porque controlam os custos comerciais bilaterais que não podem ser observados e que permanecem constantes ao longo do tempo. Além disso, resolvem o problema da correlação entre a variável de política comercial endógena e o termo de erro nas regressões gravitacionais (Yotov *et al.* 2016). O teste Reset<sup>13</sup> confirma a especificação adequada do modelo.

O índice de heterogeneidade regulatória ( $IHR_{ijpt}$ ) quantifica a discrepância nos LMRs, refletindo os efeitos da “distância regulatória”, independentemente de quem estabelece o LMR mais baixo, seja o exportador ou o Codex/UE. Quanto mais diferentes os valores do índice, menor é a sobreposição dos pesticidas regulamentados. As estimativas apontam que a distância regulatória apresentou significância estatística apenas quando os valores de referência refletem os regulamentos do Codex. Resultado simi-

<sup>13</sup> H0: há erros de especificação no modelo. Nesse caso, termos adicionais seriam necessários, ou transformação das variáveis originais.

lar é encontrado em Achterbosch *et al.* (2009), Drogue e DeMaria (2012), Winchester *et al.* (2012) e Peng (2023), que estimam as diferenças regulatórias de um conjunto de países exportadores com o Codex. Os autores também encontraram efeitos negativos sobre o comércio, mesmo na ausência de custos comerciais associados aos LMR definidos em diferentes níveis.

O valor estimado negativo (-4,720) sugere que uma maior heterogeneidade nos LMR entre os países exportadores em comparação com os padrões internacionais está associada a um menor comércio bilateral entre o Mercosul e a UE. Uma interpretação quantitativa revela que, para cada diferença de 0,1 unidade entre os LMR do Codex e os dos exportadores, o comércio bilateral é reduzido em US\$47.200. Do ponto de vista econômico, esta redução no comércio pode ser devido à incerteza regulatória ou aos custos adicionais associados à conformidade com diferentes padrões regulatórios.

Em termos práticos, o resultado sugere que os países deveriam desenvolver regulamentos que estejam, pelo menos, coerentes com os padrões internacionais. Isso implica que, ainda que os exportadores devam alcançar conformidade com os requisitos do importador, o comércio pode ser sensível quando os padrões internacionais são comparados aos dos exportadores. Autores que adotaram a abordagem do Codex sugerem que a harmonização com os padrões internacionais promove o aumento do comércio internacional. Isso seria especialmente benéfico se os requisitos dos países de alta renda, como os europeus, também estivessem alinhados com as referências internacionais (Xiong e Beghin 2017; Pham 2023).

Do ponto de vista da política de segurança alimentar (*food safety*), o aumento da conscientização sobre a inocuidade dos alimentos resultou em um uso mais intenso de padrões agroalimentares, inclusive LMRs, apresentando um desafio adicional para os países exportadores. O sinal negativo da variável pode ser interpretado de duas maneiras distintas. Primeiro, indica a importância de os países demonstrarem aos seus parceiros comerciais que estão em conformidade com os padrões internacionais. A “distância regulatória” pode sugerir que os LMRs estabelecidos pelo exportador são menos rigorosos do que os do Codex, o que pode levar os parceiros comerciais a restringir as cargas nos mercados de destino, exigindo garantias adicionais de qualidade (Li e Beghin 2012, Xiong e Beghin 2017). Em segundo lugar, certos produtos químicos podem ser monitorados por países individuais, mas não estarem presentes no Codex devido à falta de evidência científica ou consenso sobre sua regulamentação. Isso pode significar que alguns



pesticidas usados pelo Brasil e Argentina na produção de soja podem nem mesmo ter regulamentações no âmbito do Codex, tornando impossível aos mercados importadores estabelecer um padrão para comparar a rigorosidade estabelecida nos países.

Essas possibilidades indicam que as diferenças nos LMRs entre o exportador e os padrões internacionais representam uma barreira ao comércio, independentemente do nível absoluto em qualquer um dos dois regulamentos. Esse resultado está em linha com a literatura que sugere que os LMRs são um importante indicador de qualidade para compradores ou consumidores e podem aumentar a demanda por todos os produtos agrícolas que atendam a esses padrões (Shingal e Ehrich 2022; Xiong e Beghin 2017).

Complementando os resultados econométricos utilizando o índice  $IHRC_{ijpt}$ , observa-se que os LMRs que resultariam em custos de adequação por parte dos exportadores em relação ao Codex não são significativos para afetar o comércio de soja para a UE. Esse resultado é particularmente interessante quando os regulamentos da UE são considerados como referência. Nota-se que a “distância regulatória” entre os países do Mercosul e a UE ( $IHR_{ijpt}$ ) não implica efeitos comerciais, refletindo a falta de significância estatística da variável. No entanto, as diferenças nos LMRs que geram custos de adequação para os exportadores afetam negativamente os envios para o mercado europeu, conforme indicado pela significância do índice  $IHRC_{ijpt}(-1,899)$ . Em termos quantitativos, a diferença de 0,1 unidade no índice, reduz o comércio em US\$18.990. Esse efeito destaca que mesmo que o exportador atenda aos requisitos do Codex, ainda incorrerá em custos de adequação se os LMRs do importador forem mais rígidos.

Esse resultado encontra apoio na literatura (Shingal e Ehrich 2022; Hejazi *et al.* 2022; Xiong e Beghin 2017; Neumann *et al.* 2021; Ferro *et al.* 2015, Chen *et al.* 2024). Esses estudos destacam que se os exportadores não cumprirem as exigências do importador, o comércio pode não se concretizar, obrigando os exportadores a arcar com os custos de adequação para manter acesso a determinados mercados. Contudo, quanto maiores esses custos, mais desafiador se torna para os produtores atenderem aos rigorosos requisitos impostos. Em outras palavras, para os produtores de soja da Argentina e do Brasil, pode ser difícil ajustar suas práticas de produção para cumprir com os diferentes LMRs estabelecidos na UE. Alterações nos processos produtivos são necessárias

devido à não renovação de pesticidas importantes, ao aumento do rigor regulatório ou à falta de regulamentação, acarretando em custos mais altos de produção.

Além disso, a não conformidade com os LMRs europeus pode resultar em custos adicionais de testes de verificação de conformidade, e o não cumprimento dos regulamentos estabelecidos pode levar à perda de acesso ao mercado. Outros custos incluem a substituição de pesticidas - muitas vezes, os insumos químicos alternativos são mais caros e menos eficazes no controle de pragas e doenças - e os custos de pré e pós-colheita, que podem reduzir o tempo de armazenamento dos grãos e resultar em perdas durante a comercialização. A título de ilustração, uma simulação hipotética estimou que se os 1.000 principais pesticidas usados na produção agrícola mundial fossem banidos, as perdas na produção de soja seriam de aproximadamente 48% (Keulemans *et al.* 2019). Dada a importância do mercado da UE no comércio de soja, mudanças em suas políticas de LMRs podem ter um impacto significativo na agricultura e no comércio do Mercosul.

Em uma segunda análise, o índice  $IHRC_{ijpt}$  reforça o rigoroso ambiente regulatório europeu em relação às políticas de segurança alimentar. Este tema tem sido abordado em diversos estudos, com um em particular corroborando os resultados desta pesquisa. Shingal e Ehrich (2022) demonstram que após 2009, quando a regulamentação dos LMRs nos Estados-Membros da UE foi harmonizada, os próprios produtores europeus podem ter sido afetados, já que os LMRs se tornaram mais rigorosos em alguns Estados após a harmonização. Os autores sugerem que alguns produtos ofertados por fornecedores do próprio bloco podem ter sido excluídos do mercado, com potenciais efeitos colaterais no comércio intra-UE. Além disso, após a harmonização, exportadores de países não membros da UE, como outras economias da OCDE, podem ter tido suas exportações facilitadas para o bloco.

O coeficiente da produção do exportador ( $\ln PROD^{it}$ ) foi significativo em todos os casos, com os parâmetros estimados apresentando coeficientes próximos entre as estimações, sugerindo um bom ajuste da variável ao modelo. O sinal positivo indica que a capacidade de produção na economia de origem afeta positivamente o comércio de soja para a UE. A cada aumento de 1% na produção, o comércio aumenta em cerca de 0,53%. Essa variável representa a capacidade do país fornecedor em suprir as exportações relativas ao setor em análise (Li e Beghin 2014).

Por outro lado, o PIB do importador ( $\ln PIB^{it}$ ) não foi significativo em nenhum dos casos. Isso sugere que a variação temporal da renda entre os indivíduos e os fluxos de importação da soja não parecem descrever uma relação de causalidade. Além disso, existe a possibilidade de os grãos serem recebidos na UE através de principais portos, como o porto de Roterdã, e, a partir dali, serem distribuídos para os Estados-membros.

Todos os resultados descritos foram robustos, conforme as equações alternativas. Os resultados estão dispostos nas tabelas do Apêndice.

## 6. Considerações finais

A literatura mostra que as regulamentações relacionadas ao estabelecimento dos LMRs podem apresentar efeitos ambíguos sobre o comércio internacional, podendo resultar tanto em aumento como redução dos fluxos comerciais. A análise conjunta dos índices  $IHR_{ijpt}$  e  $IHRC_{ijpt}$  destacam a importância de os exportadores demonstrarem que seus padrões são iguais ou mais rigorosos que os do Codex. Isso pode melhorar a percepção de qualidade por parte do importador e facilitar as negociações. No entanto, estar em conformidade com os padrões internacionais não garante acesso aos mercados mais rigorosos. Isso significa que independentemente dos padrões internacionais, os exportadores devem arcar com custos se seus requisitos forem menos restritivos do que os dos parceiros comerciais.

A principal implicação política desse estudo é que a imposição de LMRs rigorosos para pesticidas no mercado europeu pode reduzir o comércio. As estimativas das diferenças regulatórias indicam que quanto maior a heterogeneidade nos regulamentos dos exportadores em comparação com os dos mercados de importação, maior o efeito negativo sobre as importações de soja pela UE. Além disso, os resultados também revelam que esses efeitos são ainda mais pronunciados quando há uma maior distância regulatória entre os padrões do exportador e os padrões internacionais do Codex.

Do ponto de vista das políticas, esse último resultado sugere que é importante para os países sinalizarem que seus padrões estejam, no mínimo, alinhados com os padrões do Codex. Isso ocorre porque os LMRs menos rigorosos do que os recomendados internacionalmente podem justificar a rejeição das cargas nos mercados importadores. Embora a divergência

regulatória com o Codex não necessariamente resulte em custos de adequação para o exportador, as assimetrias com os padrões internacionais têm impacto sobre o comércio.

Este estudo contribui ao apresentar uma maneira de avaliar os efeitos da heterogeneidade regulatória nas exigências relacionadas à segurança alimentar e à garantia de alimentos seguros para consumo humano e animal. Nos últimos anos, mudanças significativas na produção e no comércio mundial ocorreram devido a essas exigências, destacando a importância da distância regulatória como um instrumento de política comercial. Por isso, comparar as assimetrias nas regulamentações entre o importador e o exportador e entre o país de origem das exportações com os padrões internacionais fornece incentivos para os formuladores de políticas revisarem as regulamentações nacionais para minimizar os efeitos negativos sobre o comércio. Também pode ser uma possibilidade investir em tecnologias alternativas para o uso de pesticidas, como o desenvolvimento de produtos biológicos para combater pragas e doenças.

Uma limitação deste estudo está na disponibilidade dos dados, uma vez que o ano mais recente é 2018. O acesso às informações sobre LMRs envolve custos relativamente elevados, o que dificulta a atualização das pesquisas. Outra limitação sugerida pela literatura é a dificuldade em generalizar os efeitos encontrados neste estudo quando outros setores e conjuntos de países são considerados. Para trabalhos futuros, recomenda-se aplicar o mesmo exercício para outras culturas, especialmente as secundárias, cujos produtores enfrentam ainda mais dificuldades para acessar os mercados de importação devido à não regulamentação de importantes pesticidas.

É importante ressaltar que os efeitos descritos são apenas os efeitos diretos de mudanças nos LMRs e não capturam outras implicações comerciais, como mudanças nos preços globais, poder de compra ou criação e desvio de comércio. Portanto, os resultados apresentados refletem os efeitos parciais de um conjunto de efeitos decorrentes da heterogeneidade regulatória. Sugestões de políticas fundamentadas nesse sentido devem ser obtidas em trabalhos com abordagens complementares à conduzida neste estudo, que incluam mercados de importação e exportação entre o Mercosul e a UE. Além disso, esforços para identificar os principais pesticidas utilizados na produção de grãos seriam uma forma de tornar a análise mais robusta em termos de custos comerciais, permitindo políticas agrícolas mais direcionadas e instrutivas para os produtos.

## Referências

- Achterbosch, Thom, Alejandra Engler, Marie-Luise Rau, e Roger Toledo. 2009. "Measure the measure: the impact of differences in pesticide MRLs on Chilean fruit exports to the EU". Em International Association of Agricultural Economists Conference. Beijing.
- Anderson, James E, Mario Larch, e Yoto V Yotov. 2020. "Transitional Growth and Trade with Frictions: A Structural Estimation Framework". *The Economic Journal* 130: 1583–1607.
- Anderson, James E. 1979. "A theoretical foundation for the gravity equation". *The American economic review* 69 (1): 106–16.
- Anderson, James E., e Eric Van Wincoop. 2003. "Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle". *American Economic Review* 93 (1): 170–92.
- Anderson, James E., e Yoto V. Yotov. 2010. "The changing incidence of geography". *American Economic Review* 100 (5): 2157–86.
- Anderson, James E.; Van Wincoop, Eric. 2004. Trade costs. *Journal of Economic literature*, v. 42, n. 3, p. 691–751, 2004.
- Arita, Shawn, Jayson Beckman, e Lorraine Mitchell. 2017. "Reducing transatlantic barriers on U.S.-EU agri-food trade: What are the possible gains?" *Food Policy* 68: 233–47.
- Baier, Scott L., e Jeffrey H. Bergstrand. 2007. "Do free trade agreements actually increase members' international trade?" *Journal of International Economics* 71 (1): 72–95.
- Baldwin, Richard, e Daria Taglioni. 2007. "Trade Effects of the Euro: a Comparison of Estimators on JSTOR". *Journal of Economic Integration* Vol. 22 (No. 4): 780–818.
- Beghin, John Christopher, Anne-Célia Disdier, e Stéphan Marette. 2015. "Trade restrictiveness indices in the presence of externalities: An application to non-tariff measures". *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie* 48 (4): 1513–36.
- Bergstrand, Jeffrey H. 1985. "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence". *The Review of Economics and Statistics* 67 (3): 481.
- Bobková, Božena. 2014. "On Estimation of Gravity Equation: A Cluster Analysis". 37/2014. IES Working Paper. Prague: Prague: Charles University in Prague, Institute of Economic Studies (IES).
- Burnquist, Heloisa L., Karl Shutes, Marie-Luise Rau, Maurício N.F. Souza, e Rosana N. Faria. 2011. "Heterogeneity Index of Trade and Actual Heterogeneity Index – the case of maximum residue levels (MRLs) for pesticides". Agricultural & Applied Economics Association's 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting, 24.
- Burt, Peter. J. A. Weather and pests. *Weather*, v. 57, n. 5, p. 180–184, 1 maio 2002.
- Chen, Bo; Chen, Yiming; Zhang. 2024. The effect of maximum residue limit standards on China's agri-food exports: A health perspective. *Review of International Economics*, 28.
- Chen, Maggie Xiaoyang, John S. Wilson, e Tsunehiro Otsuki. 2008. "Standards and export decisions: Firm-level evidence from developing countries". *Journal of International Trade and Economic Development* 17 (4): 501–23.
- Deardorff, Alan V. 1998. "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?" Chicago.
- Disdier, Anne Célia, e Stéphan Marette. 2010. "The combination of gravity and welfare approaches for evaluating nontariff measures". *American Journal of Agricultural Economics* 92 (3): 713–26.
- Drogué, Sophie, e Federica DeMaria. 2012. "Pesticide residues and trade, the apple of discord?" *Food Policy* 37 (6): 641–49.
- Egger, Peter H., e Sergey Nigai. 2015. "Structural gravity with dummies only: Constrained ANOVA-type estimation of gravity models". *Journal of International Economics* 97 (1): 86–99.
- Erbach, Gregor. Pesticide legislation in the EU Towards sustainable use of plant protection products. Library Briefing. 2012.

- European Commission ———. 2019. “New EU-Mercosur trade agreement The agreement in principle”. Brussels.
- European Commission. 2005. “REGULATION (EC) NO 396/2005 OF THE EUROPEAN PARLIAMENT AND OF THE COUNCIL”. Official Journal of the European Union. 23 de fevereiro de 2005. <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:32005R0396&from=EN>. Acesso em 24 de abril de 2023.
- Fally, Thibault. 2015. “Structural gravity and fixed effects”. *Journal of International Economics* 97 (1): 76–85.
- FAO. International Code of Conduct on Pesticide Management Guidelines on Highly Hazardous Pesticides. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2016.
- FAO. Pathways to Pesticide Registrations and MRLs for Minor Uses. Global Minor Use Summit 2. Rome: 2012.
- Feenstra, Robert C. 2004. *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Editado por Robert C. Feenstra. Princeton University Press. 6o ed. Vol. 6. New Jersey: Princeton University Press.
- Ferro, Esteban, Tsunehiro Otsuki, e John S Wilson. 2015. “The effect of product standards on agricultural exports”. *Food Policy* 50 (janeiro): 68–79.
- Fiankor, Dela Dem Doe, Daniele Curzi, e Alessandro Olper. 2021. “Trade, price and quality upgrading effects of agri-food standards”. *European Review of Agricultural Economics* 48 (4): 835–77.
- Foletti, Liliana, e Anirudh Shingal. 2014. “Stricter regulation boosts exports: the case of Maximum Residue Levels in pesticides”. MPRA Paper, no 59895.
- Gervais, Jean-Philippe; Larue, Bruno; Otsuki, Tsunehiro; Rau, Marie-Luise; Shutes, Karl; Wieck, Christine; Winchester, Niven. 2011. *New Data and Analysis on Non-tariff Measures in Agri-food Trade* †AAEA & NAREA Joint Annual Meeting. Anais...Pittsburgh: Agricultural & Applied Economics Association’s, jul. 2011.
- Head, Keith, e Thierry Mayer. 2014. “Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook”. Em *Handbook of International Economics*, 4:131–95. Cambridge: Elsevier B.V.
- Heid, Benedikt, Mario Larch, e Yoto Yotov. 2017. “Estimating the Effects of Non-discriminatory Trade Policies within Structural Gravity Models”. CESifo Working Paper Series, no 6735.
- Hejazi, Mina, Jason H. Grant, e Everett Peterson. 2022. “Trade impact of maximum residue limits in fresh fruits and vegetables”. *Food Policy* 106 (janeiro): 102203.
- Helble, Matthias, World Health, Organization Ben Shepherd, e S Wilson. 2007. *Transparency & Trade Facilitation in the Asia Pacific: Estimating the Gains from Reform*. The World Bank. New York: The World Bank. Development Research Group International Trade. Australia: Department of Foreign Affairs and Trade.
- Keulemans, Wannes, Dany Bylemans, e Barbara De Coninck. 2019. “Farming without plant protection products Can we grow without using herbicides, fungicides and insecticides?” PE 634.416. Panel for the Future of Science and Technology. Brussels.
- Larch, Mario, Joschka Wanner, Yoto V. Yotov, e Thomas Zylkin. 2019. “Currency Unions and Trade: A PPML Re-assessment with High-dimensional Fixed Effects”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 81 (3): 487–510.
- Li, Yuan, e John C. Beghin ———. 2014. “Protectionism indices for non-tariff measures: An application to maximum residue levels”. *Food Policy* 45: 57–68.
- Li, Yuan, e John C. Beghin. 2012. “A meta-analysis of estimates of the impact of technical barriers to trade”. *Journal of Policy Modeling* 34 (3): 497–511.
- MAPA. Filas de Registro de Agrotóxicos. Ministério da Agricultura e Pecuária. Governo Federal do Brasil. 2021. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/insumos-agropecuarios/insumos-agricolas/agrotoxicos/filas-de-registro-de-agrotoxicos>>. Acesso em 22 de jul. de 2024.
- Moenius, Johannes. 2006. “The Good, the Bad and the Ambiguous: Standards and Trade in Agricultural Products”. Em IATRC Summer symposium, 1–21. Bonn, Germany.
- Neumann, Sabina, Brian Daigle, Brad Gehrke, Dylan Carlson, LeGrand. Steven, Alissa Tafti, Tyler Daun, et al 2021. “Global Economic Impact of Missing and Low Pesticide Maximum Residue Levels, Vol. 2”. Washington.
- OECD. Guidance document on the definition of residue: Series on Testing and Assessment. Paris: 2009.

- Oliveira, Aline. B. LMRs e Comércio Internacional Alinne B. Oliveira Especialista em política comercial. Brasília: 2020. Disponível em: <[https://www.cnabrazil.org.br/assets/arquivos/BCI\\_Workshop-1\\_LMR-e-Comercio-Internacional\\_Alinne-Oliveira.pdf](https://www.cnabrazil.org.br/assets/arquivos/BCI_Workshop-1_LMR-e-Comercio-Internacional_Alinne-Oliveira.pdf)>. Acesso em: 22 de jul. de 2024.
- Olivero, María Pía, e Yoto V. Yotov. 2012. “Dynamic gravity: endogenous country size and asset accumulation”. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie* 45(1): 64–92.
- Pelkmans, Jacques. 2023. “Reducing regulatory trade costs: why and how?” 495. *Global Governance Programme. Robert Schuman Centre for Advanced Studies*.
- Peng, Xue. Non-Tariff Measures, 2023. Pesticide Use, and Fruit Export: an Application of ASEAN. *農林業問題研究*, v. 59, n. 4, p. 196-202.
- Piermartini, Roberta, e Yoto V Yotov. 2016. *Estimating Trade Policy Effects with Structural Gravity*. Geneva: World Trade Organization.
- PRCD, Import Tolerances - Pesticides Registration and Control Division. Pesticide Registration and Control Divisions. Ireland. 2021
- Rau, Marie-Luise, Karl Shutes, e Simon Schlueter. 2010. “Index of heterogeneity of requirements in international agri-food trade”. Belgium.
- Santeramo, Fabio Gaetano, e Emilia Lamonaca. 2019. “The Effects of Non-tariff Measures on Agri-food Trade: A Review and Meta-analysis of Empirical Evidence”. *Journal of Agricultural Economics* 70 (3): 595–617.
- Santos Silva, J. M.C., e Silvana Tenreiro. 2006. “The log of gravity”. *Review of Economics and Statistics* 88 (4): 641–58.
- SENASA. 2010. “Resolución-934-2010”. SENASA - Servicio Nacional de Sanidad y Calidad Agroalimentaria. dezembro de 2010. <http://www.senasa.gob.ar/normativas/resolucion-934-2010-senasa-servicio-nacional-de-sanidad-y-calidad-agroalimentaria>. Acesso em 24 de abril de 2023.
- Seok, Jun Ho; Saghayan, Sayed; Reed, Michael R. 2018. The ‘Signaling Effect’ and the impact of high maximum residue limit standards on US vegetable exports. *Economic Analysis and Policy*, v. 59, p. 150-159.
- Shingal, Anirudh, e Malte Ehrlich. 2022. “The effect of standards harmonization on trade, prices and quality: evidence from EU pesticides MRLs”. [https://www.isid.ac.in/~epu/acegd2022/papers/Anirudh\\_Shingal.pdf](https://www.isid.ac.in/~epu/acegd2022/papers/Anirudh_Shingal.pdf). Acesso em 24 de abril de 2023.
- Swinnen, Johan. 2016. “Economics and politics of food standards, trade, and development?”. *Agricultural Economics* 47 (S1): 7–19.
- Tinbergen, Jan. 1962. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. Editado por Twentieth Century Fund. Nova York.
- Traoré, Ousmane Z, e Lota D Tamini. 2021. “African trade of mangoes to OECD countries: disentangling the effects of compliance with maximum residue limits on production, export supply and import demand”. *European Review of Agricultural Economics* (00): 1–50.
- U.S.EPA. Basic Information about Pesticide Ingredients. U.S. Environmental Protection Agency. 2021. Disponível em: <<https://www.epa.gov/ingredients-used-pesticide-products/basic-information-about-pesticide-ingredients>>. Acesso em: 22 de jul e 2024.
- USITC. 2020. “Global Economic Impact of Missing and Low Pesticide Maximum Residue Levels, Vol. 1”. Washington.
- Wall, Howard J., e I-Hui Cheng. 2005. “Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade”. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.234349>.
- Winchester, Niven, Marie-Luise Rau, Christian Goetz, Bruno Larue, Tsunehiro Otsuki, Karl Shutes, Christine Wieck, Heloisa L. Burnquist, Mauricio J. Pinto de Souza, e Rosane Nunes de Faria. 2012. “The Impact of Regulatory Heterogeneity on Agri-food Trade”. *The World Economy* 35 (8): 973–93.
- Xiong, Bo, e John C Beghin. 2017. “Disentangling demand-enhancing and trade-cost effects of maximum residue regulations”. Em *Non-tariff Measures and International Trade*, 105–18. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.



Yeung, May T., Kerr, William A., Coomber, Blair, Lantz, Matthew, and McConnell, Alyse. Declining International Cooperation on Pesticide Regulation: Frittering Away ... - May T. Yeung, William A. Kerr, Blair Coomber, Matthew Lantz, Alyse McConnell - Google Livros. 1. ed. New York City: Springer, 2017. v. 1

Yotov, Yoto V, Roberta Piermartini, José-Antonio Monteiro, e Mario Larch. 2016. "An Advanced Guide to Trade Policy Analysis: The Structural Gravity Model". Geneva.

Yotov, Yoto V. 2022. On the role of domestic trade flows for estimating the gravity model of trade. Contemporary Economic Policy, v. 40, n. 3, p. 526-540.

## Apêndice A

São apresentadas três regressões alternativas para testar a robustez dos resultados. A primeira proposta é mostra os parâmetros estimados com efeitos fixos alternativos. O efeito fixo de par de países foi substituído por efeitos fixos para importador e exportador, com a adição de variáveis tradicionais do modelo gravitacional: a distância ( $\ln Dist_{jt}$ ) e idioma comum ( $idioma_{ij}$ ). Por questões de multicolinearidade perfeita com a variável idioma, a variável relação colonial bilateral entre o par de países  $i$  e  $j$ , que é uma variável tradicional do modelo, não foi acrescentada na equação gravitacional.

$$X_{ijt}^p = c + \alpha_j + \delta_i + \beta_1 IHR_{ijpt} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln Prod_{it} + \beta_4 \ln Dist_{ij} + \beta_5 idioma_{ij} + \varepsilon_{ijt}^p$$

em que  $X_{ijt}^p$  corresponde às importações pelos países europeus  $j$  da soja em grão ( $p$ ) exportada pelos  $i$  países do Mercosulno ano  $t$ , estão inclusos os dados intranacionais;  $c$  é uma constante;  $\alpha_j$  e  $\delta_i$  representam os efeitos fixos invariantes no tempo do importador e exportador, respectivamente;  $PIB_{jt}$  refere-se ao PIB do país importador  $j$  no ano  $t$ , utilizado como *proxy* para capacidade de consumo do país;  $Prod_{it}$  corresponde à produção da soja  $p$  no país exportador  $i$  no ano  $t$ ;  $Dist_{ij}$  é a distância bilateral, em quilômetros, entre a capital de dois países  $i$  e  $j$ ;  $idioma_{ij}$  é uma variável *dummy* que recebe valor 1 caso o par de países compartilham do mesmo idioma oficial e 0 caso contrário;  $IHR_{ijpt}$  são os índices de heterogeneidade  $IHR_{ijpt}$  e  $IHRC_{ijpt}$  e  $\varepsilon_{ijt}^p$  é o termo de erro aleatório.

A segunda regressão alternativa, estima os parâmetros para produtos desagregados a seis dígitos (HS06), mantendo o efeito fixo original de par de países.

$$X_{ijt}^p = c + \gamma_i + \beta_1 IHR_{ijpt} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln Prod_{it} + \varepsilon_{ijt}^p$$



Neste caso  $p = 120100, 120110, 120190, 150710, 150790, 230400$ . Não foram considerados dados intranacionais, porque as informações não são desagregadas a seis dígitos.

Uma terceira análise para testar se os resultados são robustos consiste em considerar os índices  $IHR_{ijpt}$  e  $IHRC_{ijpt}$  sem o exponencial, para que a atribuição de peso aos LMR mais rígidos seja desconsiderada. Os índices foram aplicados na equação 11.

$$IHR_{ijpt} = \frac{1}{N(a)} \left[ \sum_{n(a)=1}^{N(a)} w_{mij} \times \left( \frac{|LMR_{jpat} - LMR_{ipat}|}{LMR_{pat}^{max} - LMR_{pat}^{min}} \right) \right]$$

$$IHRC_{ijpt} = \frac{1}{N(a)} \left[ \sum_{n(a)=1}^{N(a)} w_{mij} \times \left( \frac{LMR_{jpat} - LMR_{ipat}}{LMR_{pat}^{max} - LMR_{pat}^{min}} \right) \right]$$

Tabela 5 - Resultados das estimativas, avaliação de robustez com efeitos fixos para importador e exportador. O lado esquerdo representa o cálculo do índice na perspectiva da UE e o lado direito na perspectiva do *Codex*.

PPML ( $X_{ijpt}^p$ )	Modelo Padrão	UE		<i>Codex</i>	
		(a)	(b)	(a)	(b)
$IHR_{ijpt}$	-	-0,649 (1,119)	-	-2,529*** (0,373)	-
$IHRC_{ijpt}$	-	-	-1,258** (0,505)	-	0,008 (0,625)
$\ln PROD_{it}$	0,537*** (0,091)	0,538*** (0,092)	0,538*** (0,091)	0,569*** (0,098)	0,537*** (0,091)
$\ln PIB_{jt}$	0,197 (0,219)	0,247 (0,275)	0,608* (0,341)	0,375 (0,291)	0,194 (0,299)
$\ln Dist_{jt}$	-25,484 (15,987)	-25,479 (15,984)	-25,477 (15,977)	-25,476 (15,978)	-25,484 (15,987)
$idioma_{ij}$	0,778 (0,566)	0,778 (0,566)	0,777 (0,566)	0,777 (0,566)	0,778 (0,566)
<i>constante</i>	238,684* -144,51	238,700* -144,661	229,025 -144,631	238,408 -147,014	238,747* -144,254
N	750	750	750	750	750
R <sup>2</sup>	0,564	0,566	0,563	0,571	0,566
EF	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>
Reset	0,210	0,542	0,501	0,538	0,564

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. As colunas (a) contemplam apenas a regressão com o índice  $\ln IHR_{ijpt}$  e as colunas (b) a regressão com o índice  $\ln IHRC_{ijpt}$ . Os valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão robustos agrupados por par de países. \*  $p < 0.10$ . \*\*  $p < 0.05$ . \*\*\*  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> EF para importador e exportador. Os valores *missings* na variável dependente foram substituídos por zero indicando a inexistência de comércio bilateral para a combinação par de país, produto, ano. A variável depende inclui os fluxos intranacionais.

**Tabela 6 - Resultados das estimativas, avaliação de robustez com produtos desagregados em HS06. O lado esquerdo representa o cálculo do índice na perspectiva da UE e o lado direito na perspectiva do Codex.**

PPML ( $X_{ijt}^p$ )	Modelo Padrão	UE		Codex	
		(a)	(b)	(a)	(b)
$IHR_{ijpt}$	-	-0,400 (1,051)	-	-2,197*** (0,347)	-
$IHRC_{ijpt}$	-	-	-1,233** (0,498)	-	-0,007 (0,623)
$\ln PROD_{it}$	0,292*** (0,071)	0,293*** (0,072)	0,293*** (0,071)	0,314*** (0,075)	0,292*** (0,071)
$\ln PIB_{jt}$	0,273 (0,212)	0,301 (0,257)	0,662** (0,327)	0,429 (0,286)	0,275 (0,281)
<i>constante</i>	2,069 (6,043)	2,104 (6,283)	-7,064 (8,829)	1,267 (8,054)	2,007 (7,400)
N	1440	1440	1440	1440	1440
R <sup>2</sup>	0,197	0,198	0,199	0,203	0,197
EF	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>
Reset	0,295	0,330	0,417	0,332	0,293

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. As colunas (a) contemplam apenas a regressão com o índice  $\ln IHR_{ijpt}$  e as colunas (b) a regressão com o índice  $\ln IHRC_{ijpt}$ . Os valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão robustos agrupados por par de países. \*  $p < 0.10$ . \*\*  $p < 0.05$ . \*\*\*  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> EF para par de países. Os valores *missings* na variável dependente foram substituídos por zero indicando a inexistência de comércio bilateral para a combinação par de país, produto, ano.

**Tabela 7 - Resultados das estimativas, avaliação de robustez com os índices sem o exponencial. O lado esquerdo representa o cálculo do índice na perspectiva da UE e o lado direito na perspectiva do Codex.**

PPML ( $X_{ijt}^p$ )	Modelo Padrão	UE		Codex	
		(a)	(b)	(a)	(b)
$IHR_{ijpt}$	-	-1,733 (1,580)	-	-0,466* (0,264)	-
$IHRC_{ijpt}$	-	-	-1,883*** (0,264)	-	0,087 (0,221)
$\ln PROD_{it}$	0,533*** (0,091)	0,537*** (0,092)	0,567*** (0,098)	0,533*** (0,091)	0,533*** (0,091)
$\ln PIB_{jt}$	0,221 (0,215)	0,326 (0,304)	0,448 (0,282)	0,532 (0,325)	0,124 (0,326)
<i>constante</i>	4,172 (5,948)	0,745 (8,824)	-3,442 (7,796)	-5,107 (9,288)	7,020 (9,174)
N	720	720	720	720	720
R <sup>2</sup>	0,634	0,637	0,646	0,637	0,636
EF	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>	Sim <sup>a</sup>
Reset	0,188	0,244	0,215	0,218	0,189

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. As colunas (a) contemplam apenas a regressão com o índice  $\ln IHR_{ijpt}$  e as colunas (b) a regressão com o índice  $\ln IHRC_{ijpt}$ . Os valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão robustos agrupados por par de países. \*  $p < 0.10$ . \*\*  $p < 0.05$ . \*\*\*  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> EF para par de países. Os valores *missings* na variável dependente foram substituídos por zero indicando a inexistência de comércio bilateral para a combinação par de país, produto, ano. A variável depende inclui os fluxos intranacionais.

As avaliações de robustez corroboram os resultados estimados na Tabela 4. Em todos os casos a variável  $IHR_{ijpt}$  foi significativa e apresentou sinal negativo apenas quando os LMR são tomados na perspectiva do *Codex*. Para o índice  $IHRC_{ijpt}$  todas as estimações alternativas mostraram parâmetros estatisticamente significativos apenas quando são tomados como referência os LMR da UE.

## Apêndice B

As estatísticas descritivas das variáveis analisadas estão resumidas na Tabela 17. A direção e a magnitude dos efeitos dessas variáveis sobre o comércio são descritas nos resultados empíricos.

Tabela 8 - Estatísticas descritivas.

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$X_{ijt}^p$	316	140772.4	262260.9	0.003	1420791
$\ln PIB_{jt}$	840	6.31E+11	9.53E+11	8.75E+09	3.95E+12
$\ln PROD_{it}$	840	37.87047	32.03806	6.364	119.7
$IHR_{i,UE,pt}$	840	2.303852	0.1651093	2.110975	2.508637
$IHR_{i,Codex,pt}$	840	1.430208	0.2263946	1.174897	1.762255
$IHRC_{i,UE,pt}$	840	2.009004	0.2990597	1.618476	2.392624
$IHRC_{i,Codex,pt}$	840	1.315894	0.0452525	1.25811	1.392284

Fonte: Elaboração própria.

## AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem pelas contribuições e sugestões dos pareceristas. O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001

## CONTRIBUIÇÕES DE AUTORIA

**MM:** Conceitualização, Curadoria de dados, Análise formal, Investigação, Metodologia, Programas, Visualização e Escrita - rascunho original.

**HB:** Aquisição de financiamento, Administração de projetos, Recurso, Supervisão, Validação, e Escrita - revisão e edição.

## CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram não terem quaisquer conflitos de interesse.

## EDITOR-CHEFE

Dante Mendes Aldrighi  <https://orcid.org/0000-0003-2285-5694>

Professor - Department of Economics University of São Paulo (USP)